

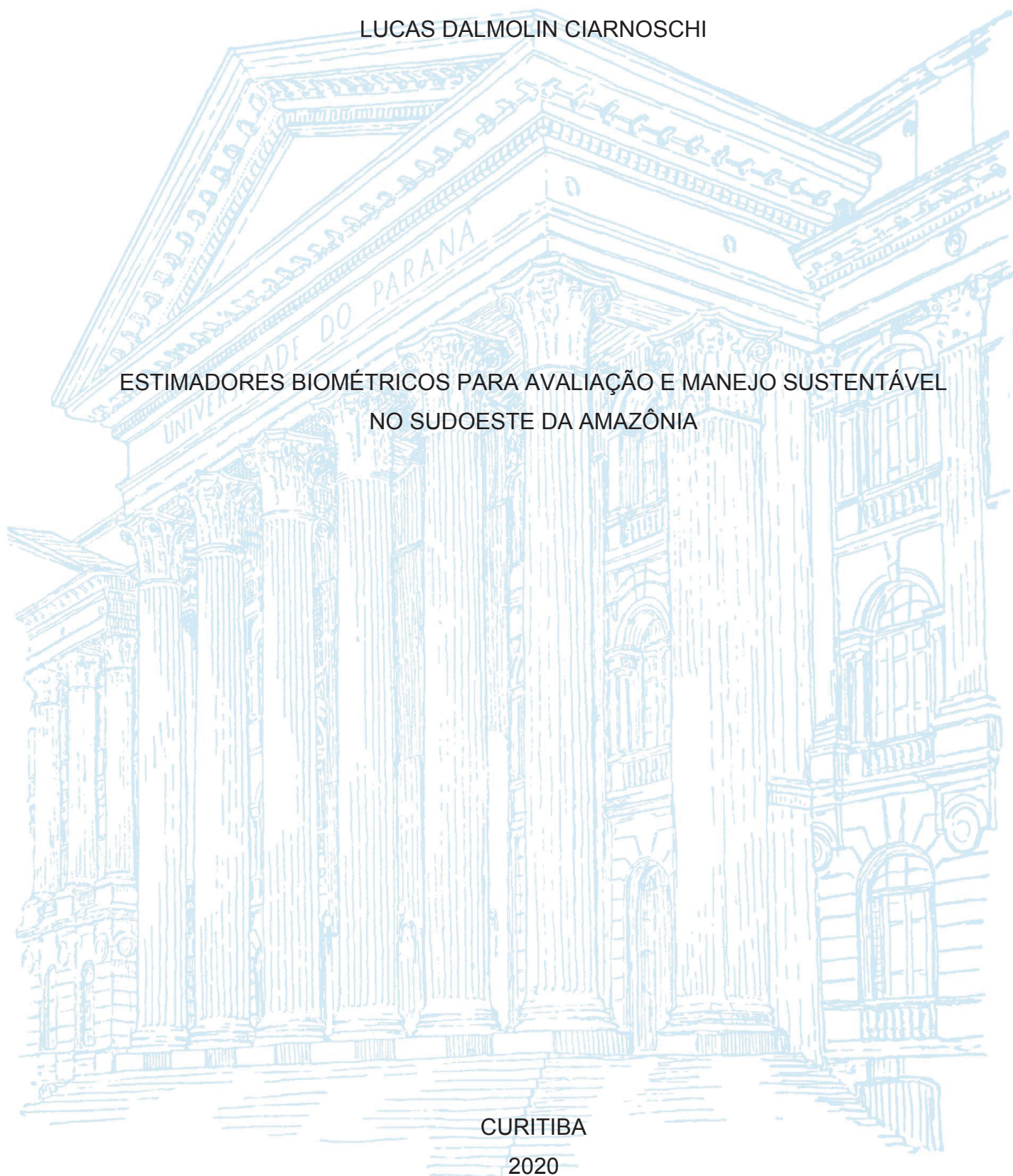
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

LUCAS DALMOLIN CIARNOSCHI

ESTIMADORES BIOMÉTRICOS PARA AVALIAÇÃO E MANEJO SUSTENTÁVEL
NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA

CURITIBA

2020



LUCAS DALMOLIN CIARNOSCHI

ESTIMADORES BIOMÉTRICOS PARA AVALIAÇÃO E MANEJO SUSTENTÁVEL
NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA

Tese apresentada ao curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Engenharia Florestal.

Orientador: Prof. Dr. Sylvio Péllico Netto

Coorientador: Prof. Dr. Allan Libanio Pelissari
Dr. Marcus Vinicios Neves d'Oliveira

CURITIBA

2020

Ficha catalográfica elaborada pela
Biblioteca de Ciências Florestais e da Madeira - UFPR

Ciarnoschi, Lucas Dalmolin

Estimadores biométricos para avaliação e manejo sustentável no
sudoeste da Amazônia / Lucas Dalmolin Ciarnoschi. - Curitiba, 2020.

143 f. : il.

Orientador: Prof. Dr. Sylvio Péllico Netto

Coorientadores: Prof. Dr. Allan Libanio Pelissari

Dr. Marcus Vinicios Neves d'Oliveira

Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências
Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal. Defesa:
Curitiba, 03/03/2020.

Área de concentração: Manejo Florestal.

1. Florestas - Métodos estatísticos - Amazônia. 2. Florestas - Medição.
3. Florestas - Manejo. 4. Dendrometria. 5. Biometria. 6. Teses. I. Péllico
Netto, Sylvio. II. Pelissari, Allan Libanio. III. D'Oliveira, Marcus Vinicius
Neves. IV. Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias. V.
Título.

CDD – 634.9

CDU – 634.0.51(811)

Bibliotecária: Berenice Rodrigues Ferreira – CRB 9/1160




MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
SETOR DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO ENGENHARIA
FLORESTAL - 40001016015P0

TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em ENGENHARIA FLORESTAL da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da tese de Doutorado de **LUCAS DALMOLIN CIARNOSCHI** intitulada: **ESTIMADORES BIOMÉTRICOS PARA AVALIAÇÃO E MANEJO SUSTENTÁVEL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA.**, sob orientação do Prof. Dr. SYLVIO PÉLLICO NETTO, que após terem inquirido o aluno e realizada a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua Aprovação no rito de defesa.

A outorga do título de doutor está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

CURITIBA, 03 de Março de 2020.



SYLVIO PÉLLICO NETTO
Presidente da Banca Examinadora



EDILSON BATISTA DE OLIVEIRA
Avaliador Externo (EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA
AGROPECUÁRIA)



ALEXANDRE BEHLING
Avaliador Interno (UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ)



MARCUS VINÍCIO NEVES D'OLIVEIRA
Avaliador Externo (EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA
AGROPECUÁRIA)



EVALDO MUÑOZ BRAZ
Avaliador Externo (EMPRESA BRASILEIRA DE PESQUISA
AGROPECUÁRIA)

Aos meus nonos Alberto Ângelo Ciarnoschi (In memoriam)

Francisco Antônio Dalmolin (In memoriam) e

As minhas nonas Olga Lúcia Dalla Lasta Ciarnoschi (In memoriam)

Aldina Gema Zanella Dalmolin (In memoriam)

AGRADECIMENTOS

À Deus, por mostrar em todos os momentos que cada etapa realizada é um sonho concretizado.

Ao orientador e amigo, Prof. Dr Sylvio Péllico Netto, pela exímia orientação, amizade, paciência e constante motivação para alcançar este objetivo. Levo para minha vida o seu exemplo de dedicação e empenho com a pesquisa e a Engenharia Florestal.

Ao Professor Dr. Allan Libanio Pelissari, pelas orientações, ensinamentos, amizade e confiança em mim, que foram de fundamental importância para a realização deste trabalho.

Ao professor Dr. Alexandre Behling, pela paciência e dedicação em passar seus ensinamentos.

Ao professor Dr. Sebastião do Amaral Machado, por mostrar o quão enriquecedor é fazer o que gostamos profissionalmente, além de nos repassar toda a história da Engenharia Florestal no Brasil.

Aos meus pais, Leoneri Ciarnoschi e Lucila Dalmolin Ciarnoschi, por sempre estarem me guiando para a melhor direção para que neste momento pudesse estar de cabeça erguida e com sensação de mais uma missão cumprida, sempre me confortando com palavras sábias e principalmente por estarem do meu lado e dentro do meu coração.

As minhas irmãs Débora Dalmolin Ciarnoschi e Larissa Dalmolin Ciarnoschi, as quais sempre estarão me apoiando, e por elas tenho a maior admiração do mundo.

A minha fiel companheira Ana Maria Ribeiro, pela paciência e por me apoiar durante todos os dias desta etapa, dividindo bons e maus momentos.

Ao Programa de Pós-graduação em Engenharia Florestal, Área de Concentração Manejo Florestal, da Universidade Federal do Paraná pela oportunidade de realizar os estudos necessários para a conclusão do Doutorado.

À CAPES, pela concessão da bolsa no período de realização do Doutorado.

A todos os colegas do Laboratório de Manejo de Florestas Nativas: Ataídes, Antônio, Cícero, Clebson, Cristine, Flávio, Franciele, Gabriel Orso, Gabriel Santana, Hassan, Izabele, Jhonatam, Jorge, João, Luan, Luciano, Maurício, Maycon, Mirella, Rafael, Samuel, pela convivência, amizade e aprendizado.

A Embrapa – Acre pela disponibilização de recurso físico e pessoal em especial aos colegas Airton, Robert T. Moares, Fernanda M. de Moraes e Fernanda Fonseca.

A Secretaria de Estado do Meio Ambiente - Acre (SEMA-AC), em especial aos colegas Rafael, Seu Luís, Miguel, Raco, pelo auxílio e boas conversas.

Ao colega de profissão e de boas conversas na FEA Igor Agapejev, pela paciência e estímulo para as batalhas de cada dia.

Aos irmãos Zolinger, pelo auxílio nas coletas de dados, ajudando no deslocamento e alimentação.

Ao pessoal da república André, Leandro, Rafael e Thiago.

Aos demais amigos e colegas do nosso convívio diário, que não estão aqui citados, pelo incentivo e amizade. Enfim, a todos aqueles que direta ou indiretamente contribuíram para o êxito deste trabalho.

*"I am a child of the forest
No roof covers the spot where I was born
Old oaks and beeches shade its solitude and grass grows upon it
The first song I heard was of the birds of the forest
My first surroundings were trees
Thus, my birth determined my calling!"*
(Johann Heinrich Cotta, 1817)

RESUMO

A floresta tropical Amazônica é estimada como uma das florestas com a maior diversidade de espécies florestais do planeta, algumas delas de interesse comercial devido à qualidade e ao alto valor de sua madeira, razão pela qual se requer bons estimadores biométricos para embasar um bom planejamento e uma exploração com o mínimo impacto. O Manejo Florestal Sustentável de áreas específicas sob regime de concessão deve ser subsidiado por estimadores biométricos acurados. Assim, o presente trabalho teve como objetivo geral avaliar, analisar e comparar métodos de ajuste de estimadores de altura total, afilamento e volume comercial, quanto ao desempenho e a consistência biológica de suas estimativas para espécies comercialmente exploradas na floresta Amazônica brasileira. Os dados foram provenientes de uma unidade de produção anual (UPA), localizada na Floresta Estadual do Antimary — Acre (FEA), onde foram coletadas informações de diâmetro a 1,3 m do solo (d), diâmetro a altura de referência (dr), quando as árvores apresentavam sapopemas, altura total, coletada utilizando a tecnologia LIDAR (*Light Detection And Ranging*), altura comercial, identificação dos indivíduos a nível de espécie e cubagem pelo método de Smalian. Para a estimativa das alturas totais, foi utilizado um modelo hipsométrico, cuja calibração foi realizada utilizando duas estratégias diferentes, sendo: i) método determinístico; e ii) método dos mínimos quadrados não-lineares. Para a modelagem do perfil dos fustes, foi empregada a metodologia de regressão não-paramétrica de Kernel (RKDE) e comparada com modelos paramétricos tradicionalmente utilizados para representar os perfis dos fustes. O volume comercial foi obtido utilizando um estimador por razão, com base no diâmetro e na altura total e comparados com estimadores por regressão. A utilização da estratificação em dois estágios foi aplicada com o intuito de reduzir o erro padrão da estimativa e, como consequência, auxiliar na correção da heteroscedasticidade dos resíduos, os dados foram estratificados em dois níveis, o primeiro por estrato diamétrico e os segundo por quociente do estimador por razão. A análise discriminante foi utilizada para agrupar as árvores *a posteriori*. A equação hipsométrica de Naslund (1936) foi selecionada, tendo a estratégia de ajuste pelo método determinístico gerado o melhor resultado, com melhores propriedades estatísticas e biológicas na predição de alturas totais. A estratificação dos dados em dois níveis, para reduzir o erro e corrigir problemas de heteroscedasticidade dos resíduos, apresentou bons resultados, e os estimadores obtidos por razão foram resultados mais precisos do que os estimadores obtidos por regressão para todos os estratos diamétricos.

Palavras-chave: Modelos não-lineares. Estimador por regressão. Modelagem não-paramétrica. Estimador por razão. Manejo florestal madeireiro.

ABSTRACT

The Amazon rainforest is estimated to be one of the forests with the greatest diversity of forest species on the planet, some of which are of commercial interest due to the quality and high value of its wood, which is why good biometric estimators are required to support good planning and exploration with minimal impact. The Sustainable Forest Management of specific areas under a concession regime must be subsidized by accurate biometric estimators. Thus, the present work had the general objective of evaluating, analyzing and comparing methods for adjusting total height, tapering and commercial volume estimators, regarding the performance and biological consistency of their estimates for commercially exploited species in the Brazilian Amazon forest. The data came from an annual production unit (UPA), located in the State Forest of Antimary - Acre (FEA), where information was collected on diameter 1.3 m above ground (d), diameter at reference height (d_r), when the trees presented sapopemas, total height, collected using LIDAR (Light Detection And Ranging) technology, commercial height, identification of individuals at species level and scaled by the Smalian method. To estimate the total heights, a hypsometric model was used, whose calibration was performed using two different strategies, being: 1) deterministic method; and 2) nonlinear least squares method. For modeling the stem profile, the Kernel non-parametric regression methodology (RKDE) was used and compared with parametric models traditionally used to represent the stem profiles. The commercial volume was obtained using a ratio estimator, based on the diameter and the total height, and compared with estimators obtained by regression. The use of two-stage stratification was applied in order to reduce the standard error of the estimate and, consequently, assist in correcting the heteroscedasticity of the residues. The data were stratified at two levels, the first by diameter classes and the second by the ratio estimator. The discriminant analysis was used to group the trees a posteriori. The hypsometric equation of Naslund (1936) was selected, and the adjustment strategy by the deterministic method generated the best results, with better statistical and biological properties in the prediction of total heights. The stratification of the data in two levels to reduce the error and correct problems of heteroscedasticity of the residues, presented good results, and the estimators obtained by ratio were more accurate than the estimators obtained by regression for all diametric strata.

Keywords: Nonlinear models. Regression estimator. Non-parametric modeling. Ratio estimator. Timber forest management.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 2.1 - DISTRIBUIÇÃO DOS DADOS DE ALTURA E DIÂMETRO COM INTERVALO DE CONFIANÇA SOBRE UMA LINHA DE REGRESSÃO LINEAR E BOXPLOT COM A MÉDIA, PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.....	34
FIGURA 2.2 - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS NORMALIZADOS DAS ESTIMATIVAS DA ALTURA TOTAL PARA AS ESTRATÉGIAS TESTADAS E PARA AS CLASSES DE ALTURAS POTENCIAIS, PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	37
FIGURA 2.3 - DISTRIBUIÇÃO DOS DADOS DE ALTURA E DIÂMETRO COM AS CURVAS DE REGRESSÃO GERADAS PELA EQUAÇÃO DE NÄSLUND (1936) AJUSTADA PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	39
FIGURA 3.1 - DIAGRAMA DE CAIXA DOS DADOS DE DIÂMETRO POR POSIÇÃO DE CUBAGEM COM A LINHA MÉDIA EM ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.....	65
FIGURA 3.2 - PONTOS DE CUBAGEM RELATIVOS DE HIH POR DID PARA TODAS AS ÁRVORES CUBADAS EM ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	66
FIGURA 3.3 - SELEÇÃO OTIMIZADA DO CRITÉRIO DE VALIDAÇÃO CRUZADA NA SELEÇÃO DA LARGURA DE BANDA, PARA OBTENÇÃO DO PARAMETRO DE MELHOR SUAVIZAÇÃO (λ)	68
FIGURA 3.4 - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS ABSOLUTOS E EM PORCENTAGEM DOS MODELOS DE AFILAMENTO PARAMÉTRICOS E NÃO-PARAMÉTRICO DE KERNEL ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.....	70
FIGURA 4.1 - DISTRIBUIÇÃO DO VOLUME COMERCIAL CUBADO PARA OS GRUPOS DE DADOS DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL	

NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA, EM QUE: A) AJUSTE E B) VALIDAÇÃO DOS INDIVÍDUOS CUBADOS.	99
FIGURA 4.2 - RESÍDUOS PARA VOLUME COMERCIAL OBTIDOS COM ESTIMADOR POR RAZÃO PARA VOLUME COMERCIAL DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA, SENDO A) RESÍDUO EM m³ E B) RESÍDUO EM %.	100
FIGURA 4.3 - COMPARAÇÃO ENTRE OS VALORES ESTIMADOS E OBSERVADOS (A) E GRÁFICO QUANTIL-QUANTIL (B) PARA PREDIZER O VOLUME COMERCIAL DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	101
FIGURA 4.4 - RESÍDUOS DAS ESTIMATIVAS DE VOLUME COMERCIAL AOS DADOS DE AJUSTE DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	105
FIGURA 4.5 - COMPARAÇÃO ENTRE OS VALORES ESTIMADOS E OBSERVADOS PARA PREDIZER O VOLUME COMERCIAL DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	106
FIGURA 4.6 - ANÁLISE GRÁFICA DOS RESÍDUOS PARA OS DADOS DE VALIDAÇÃO DE ESTIMADORES DO VOLUME COMERCIAL DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	108

LISTA DE TABELAS

TABELA 2.1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS d E h_t PARA OS DADOS GERAIS E POR CLASSES DE ALTURA POTENCIAL EM ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	33
TABELA 2.2 - ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES REFERENTES AOS AJUSTES DA FUNÇÃO DE NÄSLUND (1936) PARA VALORES DE ALTURA (h_t), DADOS GERAIS E CLASSES DE ALTURAS POTENCIAIS, PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA	36
TABELA 2.3 - TESTE DE QUI-QUADRADO PARA AVALIAÇÃO DA ADERÊNCIA DAS ESTIMATIVAS DE ALTURA TOTAL ENTRE AS ESTRATÉGIAS E POR CLASSES DE ALTURAS POTENCIAIS, PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	40
TABELA 2.4 - ESTATÍSTICAS COMPLEMENTARES PARA AVALIAR A PRECISÃO DAS ESTRATÉGIAS PARA ESTIMAÇÃO DE ALTURA TOTAL, PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	41
TABELA 3.1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS DIÂMETRO DE REFERÊNCIA E ALTURA TOTAL PARA ESPÉCIES CUBADAS EM ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	64
TABELA 3.2 - VALORES DOS PARÂMETROS ESTIMADOS E ESTATÍSTICAS DE QUALIDADE DE AJUSTE PARA MODELOS PARAMÉTRICOS AJUSTADOS COM DADOS DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	66
TABELA 3.3 - ESTATÍSTICAS COMPLEMENTARES PARA AVALIAR A PRECISÃO DAS EQUAÇÕES UTILIZADAS PARA PREDIZER PERFIS DE FUSTES DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	67

TABELA 3.4 - PARÂMETROS DE AJUSTE DA REGRESSÃO DE KERNEL UTILIZANDA PARA DESCREVER O PERFIL DO FUSTE DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	69
TABELA 3.5 - ANÁLISE DE PERFIL DOS MODELOS DE AFILAMENTO AJUSTADOS PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	71
TABELA 4.1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS v_c , d e h_i DE FUSTES CUBADOS DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	98
TABELA 4.2 - ESTIMADOR POR RAZÃO PARA O CONJUNTO DE DADOS DE AJUSTE COM SUA PRECISÃO PARA ETIMATIVA DE VOLUME COMERCIAL DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	100
TABELA 4.3 - COEFICIENTES DE FUNÇÕES DISCRIMINANTES CANÔNICAS PADRONIZADOS PARA CLASSIFICAÇÃO NO SEGUNDO ESTÁGIO DE ESTRATIFICAÇÃO DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	101
TABELA 4.4 - MATRIZ DE CONFUSÃO PARA AVALIAR A CLASSIFICAÇÃO DO SEGUNDO ESTÁGIO DE ESTRATIFICAÇÃO UTILIZANDO ANÁLISE DESCRIMINANTE DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	102
TABELA 4.5 - ESTIMADORES DE VOLUME COMERCIAL AJUSTADO POR RAZÃO, REGRESSÃO NÃO-LINEAR E REGRESSÃO NÃO-PARAMÉTRICA DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	103
TABELA 4.6 - ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO OBTIDAS PARA COMPARAÇÃO DOS ESTIMADORES POR RAZÃO E REGRESSÃO (PARAMÉTRICA E NÃO-PARAMÉTRICA) NAS DIFERENTES CLASSES DE DIÂMETRO, PARA O VOLUME COMERCIAL DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.	107

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	16
1.1	HIPÓTESES	18
1.2	OBJETIVO GERAL	19
1.3	OBJETIVOS ESPECÍFICOS	19
1.4	REFERÊNCIAS	19
2	MODELO ALOMÉTRICO PARA RELAÇÃO <i>H/D</i> EM ESPÉCIES COMERCIAIS NA REGIÃO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA....	24
2.1	INTRODUÇÃO.....	26
2.2	MATERIAL E MÉTODOS	27
2.2.1	ÁREA DE ESTUDO	27
2.2.2	ANÁLISE DA ESTRUTURA FLORESTAL	28
2.2.3	MODELAGEM ESTATÍSTICA DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS	28
2.3	RESULTADOS	32
2.4	DISCUSSÃO	41
2.5	CONCLUSÃO	44
2.6	REFERÊNCIAS	45
3	MODELAGEM NÃO-PARAMÉTRICA DO AFILAMENTO DE ÁRVORES COM INTERESSE COMERCIAL NA REGIÃO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.....	52
3.1	INTRODUÇÃO.....	54
3.2	MATERIAL E MÉTODOS	56
3.2.1	ÁREA DE ESTUDO	56
3.2.2	MODELAGEM ESTATÍSTICA DO AFILAMENTO	57
3.3	RESULTADOS	64
3.4	DISCUSSÃO	72
3.5	CONCLUSÃO	75
3.6	REFERÊNCIAS	75
4	ESTIMADORES POR RAZÃO PARA VOLUME COMERCIAL DE ÁRVORES COM INTERESSE COMERCIAL NA REGIÃO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.....	83
4.1	INTRODUÇÃO.....	85
4.2	MATERIAL E MÉTODOS	87

4.2.1	ÁREA DE ESTUDO	88
4.2.2	BASE DE DADOS	88
4.3	RESULTADOS	98
4.4	DISCUSSÃO	109
4.5	CONCLUSÃO	113
4.6	REFERÊNCIAS	113
5	CONSIDERAÇÕES E RECOMENDAÇÕES FINAIS	121
	REFERÊNCIAS GERAIS	122
	APÊNDICE 1 – MAPA DE LOCALIZAÇÃO DA FLORESTA ESTADUAL DO	
	ANTIMARY – FEA – ACRE.	140
	APÊNDICE 2 – TABELA APRESENTANDO A FREQUÊNCIA E A	
	PROBABILIDADE A <i>PRIORI</i> DE CLASSIFICAÇÃO DOS INDIVÍDUOS	
	PARA A UTILIZAÇÃO DA ANÁLISE DISCRIMINANTE.....	141
	APÊNDICE 3 – FUNÇÕES EM CENTROIDES DE CADA CLASSE PARA	
	DETERMINAÇÃO DA CLASSIFICAÇÃO DOS INDIVÍDUOS PELO MÉTODO	
	DE ANDERSON (2003).....	141
	APÊNDICE 4 – CÓDIGOS DAS ESPÉCIES UTILIZADAS NA ANÁLISE	
	DISCRIMINANTE DE ANDERSON (2003)	142
	APÊNDICE 5 – PROGRAMAÇÕES UTILIZADAS PARA REALIZAR OS	
	AJUSTES DOS ESTIMADORES DE AFILAMENTO EM LIGUAGEM SAS	
	142
	APÊNDICE 6 – PROGRAMAÇÕES UTILIZADAS PARA REALIZAR OS	
	AJUSTES DOS ESTIMADORES DE VOLUME EM LIGUAGEM SAS.	143

1 INTRODUÇÃO

As florestas naturais constituem um recurso potencialmente rico em produtos madeireiros e não-madeireiros, exigindo melhores técnicas de manejo para garantir a sua sustentabilidade. Devido à constante procura por matéria-prima e a necessidade da preservação das formações florestais naturais ainda existentes, há a exigência de informações concretas e precisas a respeito de características da floresta, como: i) altura (NIKLAS, 1994; CHAVE et al., 2005; FELDPAUSCH et al., 2011; LÓPEZ-MARTÍNEZ et al. 2019); ii) volume (NUNES et al., 2010; VER PLANCK; MACFARLANE, 2014; LYNCH et al., 2017; LÓPEZ-MARTÍNEZ et al., 2019); e iii) sortimento (KOZAK et al., 1969; ZAKRZEWSKI, 1999, 2009, 2011; MACFARLANE; WEISKITTEL, 2016; TANG et al., 2017).

As florestas tropicais desempenham papel crucial como meio de subsistência de milhões de pessoas que dependem diariamente de seus recursos, sendo o recurso renovável mais valioso e versátil que a natureza proporciona a humanidade (SOUZA; SOARES, 2013). Para isso, o manejo adequado de tais recursos constitui-se de um instrumento poderoso de desenvolvimento econômico, sendo decisivo no combate aos problemas sociais (CYSNEIROS, 2017).

A Floresta Amazônica Brasileira é a maior floresta tropical intacta do planeta, representando aproximadamente 18% da área de floresta mundial (HANSEN et al., 2010). Além disso, apresenta um grande número de espécies arbóreas com interesse comercial, havendo um considerável empenho em promover a sustentabilidade da produção (CUNHA et al., 2016; TER STEEGE et al., 2013, 2019).

O uso dos recursos florestais é regido por instrumentos legais e políticas implementadas aos níveis federal e estadual, onde se destaca o Manejo Florestal Sustentável. Atualmente, um dos procedimentos técnicos para a execução de Planos de Manejo Florestal na Amazônia brasileira considera como referência um diâmetro mínimo de corte (DMC) de 50 cm, ciclos de corte mínimo de 25 anos e máximo de 35 anos, e incremento médio de referência de $0,86 \text{ m}^3 \cdot \text{ha}^{-1} \cdot \text{ano}^{-1}$ atribuído a toda floresta (Instrução Normativa 5/2006).

Na elaboração do Plano de Manejo Florestal Sustentável (PMFs), são solicitadas informações as quais ajudam a caracterizar a floresta, sendo algumas variáveis de fácil coleta (diâmetro, espécie e coordenadas X e Y) e algumas variáveis

de difícil obtenção (altura total, volume comercial, volume total e biomassa), sendo assim a aplicação da modelagem estatística torna-se uma ferramenta útil.

Dessa maneira, nos processamentos de inventários amostrais ou 100%, são realizadas estimativas de alturas totais e volume comercial em árvores individuais vivas, da unidade amostral ou da área total. Tais estimativas são derivadas de equações para árvores individuais, desenvolvidas visando fornecer valores acurados das estimativas.

Os resultados obtidos para as equações de altura total são relevantes para modelos de volume e biomassa, assim como descrito por Chave et al. (2005), Arias-Rodil et al. (2017) e Kearsley et al. (2017), e também para a caracterização fitossociológica da floresta. Os resultados obtidos para o volume são relevantes para modelos de crescimento e produção, quantificação de estoques e, em especial, para avaliação da viabilidade do plano de manejo.

A utilização de modelos de afilamento em PMFs com a finalidade de determinar sortimentos em árvores comerciais de florestas tropicais ainda é muito restrita, devido a sua complexidade e baixa difusão entre os manejadores. Os resultados obtidos são relevantes para otimização das toras (matéria-prima), quantificação de multiprodutos e consequentemente na maior valorização da floresta em pé, assim como descrito por M'Hirit e Postaire (1985), Kozak (1988), Lappi (2006), McRoberts et al. (2015) e Kidombo e Dean (2018).

Dado a alta variabilidade de espécies (TER STEEGE et al., 2013) alguns problemas são frequentemente encontrados na modelagem estatística de variáveis alométricas para florestas tropicais, como, por exemplo: *i*) a não linearidade entre variáveis dependentes e independentes; *ii*) ocorrência de heteroscedasticidade (PARRESOL, 1993); *iii*) a não normalidade dos resíduos (NUNES; GÖRGENS, 2016); e *iv*) a multicolinearidade entre as variáveis independentes (CORRAL-RIVAS et al., 2007).

Neste trabalho, serão tratadas as modelagens: *i*) das alturas totais, *ii*) do afilamento dos fustes; e *iii*) dos volumes comerciais de espécies com interesse comercial da floresta amazônica. Para tanto, foram tomados os cuidados necessários para que todos os pressupostos anteriormente citados não fossem violados.

Nesse contexto, o presente trabalho foi estruturado da seguinte maneira:

- i) Aspectos gerais do trabalho;

- ii) Modelo alométrico para relação H/D em espécies comerciais na região Sudoeste da Amazônia brasileira;
- iii) Modelagem não-paramétrica do afilamento de árvores comerciais na região Sudoeste da Amazônia brasileira;
- iv) Estimadores por razão para volume comercial de espécies de interesse econômico da Floresta Amazônica brasileira
- v) Considerações e recomendações finais.

1.1 HIPÓTESES

As questões arguidas no presente trabalho compõem as seguintes hipóteses, que foram testadas por meio de dados coletados em área de ocorrência de Manejo Florestal de Impacto Reduzido na Floresta Estadual do Antimary — Acre:

i) “Considerando o elevado número de espécies e, por consequência, a alta variabilidade de características morfométricas, o agrupamento de espécies por alturas potenciais possibilita aumentar a precisão das estimativas de alturas totais por indivíduo”.

ii) “A equação hipsométrica ajustada pelo método determinístico pode ser aplicada para estimar as alturas totais das árvores comercialmente exploradas na Floresta Amazônica”.

iii) “Dado à dificuldade em atender alguns pressupostos da análise de regressão e muitas vezes não conhecendo a forma do fuste, dificultando assim a utilização de modelos paramétricos, a regressão não-paramétrica pode ser utilizada para representar o perfil dos fustes de árvores comerciais da floresta Amazônica brasileira”.

iv) “As estimativas da regressão de Kernel para representar o perfil de fustes de espécies de interesse comercial na região Sudoeste da Amazônia brasileira não diferem estatisticamente dos resultados obtidos por modelos paramétricos tradicionalmente utilizados para representar os perfis de fustes”.

v) “Estimadores por razão podem ser aplicados às espécies da floresta tropical Amazônica com a finalidade de obter resultados precisos na estimativa de volume comercial para aquelas potencialmente comerciais, não diferindo das equações de regressão tradicionalmente utilizadas para tal finalidade”.

vi) “Na modelagem do volume comercial, a utilização da técnica de estratificação em dois estágios é eficaz para correção de heteroscedasticidade dos resíduos”.

1.2 OBJETIVO GERAL

Avaliar, analisar e comparar métodos de ajuste de estimadores de altura total, afilamento e volume comercial quanto ao desempenho e a consistência biológica de suas estimativas aplicada a espécies comercialmente exploradas na floresta Amazônica brasileira, visando gerar estimadores biométricos acurados para subsidiar o Manejo Florestal Sustentável de florestas sob regime de concessão.

1.3 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Aplicar e avaliar a acurácia, visando a calibração de um modelo de regressão por meio das alturas potenciais utilizando método determinístico e comparar com método de ajuste dos mínimos quadrados não lineares, utilizando a estratificação dos dados por agrupamentos de altura potencial de espécies com interesse comercial no sudoeste da Amazônia brasileira.

Aplicar e avaliar a precisão do método de regressão não-paramétrica de Kernel (RKDE) na predição de diâmetros em qualquer altura de árvores comerciais para uma floresta de terra firme na região sudoeste da Amazônia brasileira, bem como comparar as estimativas da regressão de Kernel com equações de regressão paramétrica tradicionalmente utilizadas.

Aplicar e avaliar a precisão do estimador por razão visando a obtenção de estimativas de volume comercial de espécies com interesse econômico na região sudoeste da Amazônia brasileira e comparar o estimador de razão com equações de regressão tradicionalmente utilizadas na literatura.

1.4 REFERÊNCIAS

ARIAS-RODIL, M.; DIÉGUEZ-ARANDA, U.; BURKHART, H. E. Effects of measurement error in total tree height and upper-stem diameter on stem volume prediction. **Forest Science**, , n. June, 2017.

ARIAS-RODIL, M. et al. Modelling and localizing a stem taper function for *Pinus radiata* in Spain. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 45, n. 6, p. 647–658, 2015.

ASNER, G. P. et al. Selective Logging in the Brazilian Amazon. **Science**, v. 310, n. 5747, p. 480–482, 2005.

BARRETT, T. M. Optimizing efficiency of height modeling for extensive forest inventories. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 36, n. 9, p. 2259–2269, 2006.

BARRIO ANTA, M. et al. Merchantable volume system for pedunculate oak in northwestern Spain. **Annals of Forest Science**, v. 64, n. 5, p. 511–520, 2007.

BOZEK, P.; JANUS, J.; KLAPA, P. Influence of canopy height model methodology on determining abandoned agricultural areas. **Engineering for Rural Development**, v. 17, p. 795–800, 2018.

CHAVE, J. et al. Tree allometry and improved estimation of carbon stocks and balance in tropical forests. **Oecologia**, v. 145, n. 1, p. 87–99, 2005.

CHICHORRO, J. F.; RESENDE, J. L. P.; LEITE, H. G. Equações de volume e de taper para quantificar multiprodutos da madeira em Floresta Atlântica. **Revista Árvore**, v. 27, n. 6, p. 799–809, 2003.

CORONA, P.; FATTORINI, L. Area-based lidar-assisted estimation of forest standing volume. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 38, n. 11, p. 2911–2916, 2008.

CORRAL-RIVAS, J. J. et al. A merchantable volume system for major pine species in El Salto, Durango (Mexico). **Forest Ecology and Management**, v. 238, n. 1–3, p. 118–129, 2007.

CUNHA, T. A. da; FINGER, C. A. G.; HASENAUER, H. Tree basal area increment models for *Cedrela*, *Amburana*, *Copaifera* and *Swietenia* growing in the Amazon rain forests. **Forest Ecology and Management**, v. 365, p. 174–183, 2016.

CYSNEIROS, V. C. et al. Modelos genéricos e específicos para estimativa do volume comercial em uma floresta sob concessão na Amazônia. **Scientia Forestalis**, v. 45, n. 114, p. 295–304, 2017.

DIÉGUEZ-ARANDA, U. et al. Compatible taper function for Scots pine plantations in northwestern Spain. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 36, n. 5, p. 1190–1205, 2006.

FELDPAUSCH, T. R. et al. Height-diameter allometry of tropical forest trees. **Biogeosciences**, v. 8, n. 5, p. 1081–1106, 2011.

HANSEN, M. C.; STEHMAN, S. V.; POTAPOV, P. V. Quantification of global gross forest cover loss. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 107, n. 19, p. 8650–8655, 2010.

HUNTER, M. O. et al. Tree height and tropical forest biomass estimation. **Biogeosciences**, v. 10, n. 12, p. 8385–8399, 2013.

KEARSLEY, E. et al. Conventional tree height–diameter relationships significantly overestimate aboveground carbon stocks in the Central Congo Basin. **Nature Communications**, v. 4, n. 1, p. 2269, 2013.

KEARSLEY, E. et al. Model performance of tree height-diameter relationships in the central Congo Basin. **Annals of Forest Science**, v. 74, n. 1, p. 7, 2017.

KIDOMBO, S. D.; DEAN, T. J. Growth of tree diameter and stem taper as affected by reduced leaf area on selected branch whorls. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 48, n. 4, p. 317–323, 2018.

KOZAK, A. A variable-exponent taper equation. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 18, n. 11, p. 1363–1368, 1988.

KOZAK, A.; KOZAK, R. Does cross validation provide additional information in the evaluation of regression models? **Canadian Journal of Forest Research**, v. 33, n. 6, p. 976–987, 2003.

KOZAK, A.; MUNRO, D. D.; SMITH, J. H. G. Taper Functions and their Application in Forest Inventory. **The Forestry Chronicle**, v. 45, n. 4, p. 278–283, 1969.

LAPPI, J. A multivariate, nonparametric stem-curve prediction method. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 36, n. 4, p. 1017–1027, 2006.

LEE, W. K. et al. Modeling stem profiles for *Pinus densiflora* in Korea. **Forest Ecology and Management**, v. 172, n. 1, p. 69–77, 2003.

LÓPEZ-MARTÍNEZ, J. O. et al. Compatible taper-volume systems for major tropical species in Mexico. **Forestry: An International Journal of Forest Research**, v. m, p. 1–19, 2019.

LYNCH, T. B. et al. Deriving compatible taper functions from volume ratio equations based on upper-stem height. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 47, n. 10, p. 1424–1431, 2017.

M'HIRIT, O.; POSTAIRE, J. G. A nonparametric technique for taper function estimation. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 15, n. 5, p. 862–871, 1985.

MACFARLANE, D. W.; WEISKITTEL, A. R. A new method for capturing stem taper variation for trees of diverse morphological types. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 46, n. 6, p. 804–815, 2016.

MCROBERTS, R. E. et al. A general method for assessing the effects of uncertainty in individual-tree volume model predictions on large-area volume estimates with a subtropical forest illustration. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 45, n. 1, p. 44–51, 2015.

NÄSLUND, M. **SKOGSFÖRSÖKSANSTALT ENS GÄLLRINGSFÖRSÖK I TALLSKOG PRIMÄR BEARBETNING**. 1936. p. 249

NIKLAS, K. J. The Allometry of Safety-Factors for Plant Height. **American Journal of Botany**, v. 81, n. 3, p. 345, 1994.

NUNES, L.; TOMÉ, J.; TOMÉ, M. A system for compatible prediction of total and merchantable volumes allowing for different definitions of tree volume. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 40, n. 4, p. 747–760, 2010.

NUNES, M. H.; GÖRGENS, E. B. Artificial intelligence procedures for tree taper estimation within a complex vegetation mosaic in Brazil. **PLOS ONE**, v. 11, n. 5, p. e0154738, 2016.

PARRESOL, B. R. Modeling multiplicative error variance - An example predicting tree diameter from stump dimensions in baldcypress. **Forest Science**, v. 39, n. 4, p. 670–679, 1993.

VER PLANCK, N. R.; MACFARLANE, D. W. Modelling vertical allocation of tree stem and branch volume for hardwoods. **Forestry**, v. 87, n. 3, p. 459–469, 2014.

ROJO, A. et al. Stem taper functions for maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.) in Galicia (Northwestern Spain). **European Journal of Forest Research**, v. 124, n. 3, p. 177–186, 2005.

SAUNDERS, M. R.; WAGNER, R. G. Height-diameter models with random coefficients and site variables for tree species of Central Maine. **Annals of Forest Science**, v. 65, n. 203, p. 1 - 10, 20

SOARES, C. P. B. et al. Equações hipsométricas, volumétricas e de taper para onze espécies nativas. **Revista Arvore**, v. 35, n. 5, p. 1039–1053, 2011.

SOUZA, A. L.; SOARES, C. P. B. **Florestas nativas: estrutura, dinâmica e manejo**. Viçosa: Editora UFV, 2013, 322p.

TER STEEGE, H. et al. Rarity of monodominance in hyperdiverse Amazonian forests. **Scientific Reports**, v. 9, n. 1, p. 1–16, 2019.

TER STEEGE, H. et al. Hyperdominance in the Amazonian Tree Flora. **Science**, v. 342, n. 6156, p. 1243092–1243092, 2013.

TANG, C. et al. Stem taper equations for *Betula alnoides* in south China. **Journal of Tropical Forest Science**2, v. 29, n. 1, p. 80–92, 2017.

THOMAS S . C.; BAZZAZ, F. A. Asymptotic height as a predictor of photosynthetic characteristics in Malaysian rain forest trees. **Ecology**, v. 80, n. 5, p. 1607–1622, 1999.

VIBRANS, A. C. et al. Height-diameter models for three subtropical forest types in southern Brazil. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 39, n. 3, p. 205–215, 2015.

ZAKRZEWSKI, W. T. A mathematically tractable stem profile model for jack pine in Ontario. **Northern Journal of Applied Forestry**, v. 16, n. 3, p. 138–143, 1999.

_____ Defining tree taper: A challenge for growth and yield modelling in Ontario. **The Forestry Chronicle**, v. 85, n. 6, p. 897–899, 2009.

_____ Estimating wood volume of the stem and branches of sugar maple (*Acer saccharum* Marsh.) using a stem profile model with implicit height. **Forest Science**, v. 57, n. 2, p. 117–133, 2011.

2 MODELO ALOMÉTRICO PARA RELAÇÃO H/D EM ESPÉCIES COMERCIAIS NA REGIÃO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA

ALLOMETRIC MODEL FOR H/D RATIO IN COMMERCIAL SPECIES IN
THE SOUTHWESTERN REGION OF THE BRAZILIAN AMAZON

RESUMO

Dada a carência de estimadores confiáveis de altura total para florestas tropicais, mais especificamente na Amazônica brasileira, este trabalho teve como objetivos testar um método de estratificação de dados por agrupamentos de altura potencial, visando gerar grupos espécies comercialmente exploradas na região sudoeste da Amazônia brasileira, calibrar um modelo de regressão por meio das alturas potenciais e aplicar método tradicional de ajuste de equação por análise de regressão não-linear. Para isso, duas hipóteses foram formuladas: *i*) o agrupamento de espécies possibilita aumentar a precisão das estimativas de alturas totais por indivíduo; e *ii*) a utilização do ajuste de equação hipsométrica por meio de método determinístico pode ser aplicado para estimar as alturas totais de árvores comercialmente exploradas na região sudoeste da Amazônia brasileira. O modelo utilizado para estimativa da altura total foi o descrito por Näslund (1936) e aplicado em árvores comerciais da Amazônia brasileira localizadas na Floresta Estadual do Antimary – AC, foi calibrado e ajustada a uma amostra de 213 árvores distribuídas em 33 espécies. O método de ajuste determinístico utilizado, que pressupõe utilizar a altura potencial de cada grupo formado, mostrou-se consistente quando comparado com os resultados obtidos por estimativas via mínimos quadrados não-lineares (método tradicional). O ganho em precisão também foi alcançado ao aplicar o método de agrupamento por altura potencial. As equações ajustadas por ambas estratégias, quando aplicadas aos grupos formados, apresentaram melhores estatísticas de ajuste como de validação. Os estimadores resultantes dessas estratégias mostraram-se adequados para prever as alturas totais de espécies comerciais da Amazônia brasileira, porém a mais indicada é a Estratégia I, ou seja, utilizando o método determinístico.

Palavras-chave: Altura potencial, Método determinístico, Relação hipsométrica, Mínimos quadrados não lineares.

ABSTRACT

Given the lack of reliable total height estimators for tropical forests, more specifically in the Brazilian Amazon, this study aimed to test a method of stratifying data by potential height clusters, aiming to generate groups of commercially exploited species in the southwest region of the Brazilian Amazon, calibrate a regression model by means of potential heights and apply the traditional method of equation fitting by nonlinear regression analysis. For this, two hypotheses were formulated: 1) the grouping of species makes it possible to increase the precision of the estimates of total heights per tree; and 2) the use of hypsometric equation fitting using a deterministic method can be applied to estimate the total heights of trees commercially exploited in the southwest region of the Brazilian Amazon. The model used to estimate the total height was that described by Näslund (1936) and applied to commercial trees in the Brazilian Amazon located in the State Forest of Antimary – AC. It was calibrated and fitted to a sample of 213 trees distributed in 33 species. The deterministic fitting method used, which assumes using the potential height of each formed group, proved to be consistent when compared with the results obtained by estimates via non-linear least squares (traditional method). The precision gain was also achieved by applying the potential height grouping method. The equations adjusted by both strategies, when applied to the formed groups, presented better fitting and validation statistics. The estimators resulting from these strategies proved to be adequate to predict the total heights of commercial species in the Brazilian Amazon, but the most suitable is Strategy I, that is, using the deterministic method.

Keywords: Potential height, Deterministic method; Height/diameter relationship, Nonlinear least squares.

2.1 INTRODUÇÃO

Nos povoamentos florestais plantados e nativos, as relações lineares entre variáveis alométricas são raras, as relações não-lineares são mais comumente encontradas (PAYANDEH, 1983; THOMAS, 1996; FELDPAUSCH et al., 2012; KEARSLEY et al., 2013; DUAN et al., 2018). No entanto, a análise de regressão, seja ela linear ou não-linear, expressa uma relação funcional entre uma variável dependente e uma ou mais variáveis independentes, sendo que, por meio dessas relações, algumas variáveis dendrométricas, tais como altura, diâmetro, volume e área transversal, podem ser estimadas (PRETZSCH, 2010).

Essas relações não-lineares entre variáveis podem ser transformadas em uma forma linear, para que a análise de regressão linear possa ser aplicada (PAYANDEH, 1983; VANCLAY, 1994; PORTÉ e BARTELINK, 2002; PRETZSCH, 2010). Porém, tais transformações podem ocasionar algum tipo de alteração nas variáveis medidas e em suas relações, o que pode resultar em distorções quando as estimativas de regressão são retransformadas à escala original (PRETZSCH, 2010).

Modelos de relações altura (h) e diâmetro a 1,3 m do solo (d) são ferramentas úteis que auxiliam no ganho de precisão nas estimativas de volume, biomassa e teor de carbono acima do solo em florestas tropicais (CHAVE et al., 2005; ARIAS-RODIL et al., 2017; KEARSLEY et al., 2017). Essas relações foram estudadas por diversos pesquisadores, como, por exemplo, Thomas (1996), Nogueira et al. (2008), Khadka et al. (2015) e Vibrans et al. (2015).

Os dados de altura total (h_t) em florestas nativas são medidas biométricas de difícil acesso, devido aos altos custos operacionais e financeiros para obtê-los, especialmente em florestas tropicais (FELDPAUSCH et al., 2012; HUNTER et al., 2013; LARJAVAARA e MULLER-LANDAU, 2013). Considerando que a medição de d é obtida com menos custo e maior precisão quando comparada com a altura e existindo uma estreita relação entre essas duas variáveis, equações hipsométricas podem ser utilizadas para estimar as alturas (PRODAN, 1968).

Segundo Thomas (1996), a altura potencial (h_p) é uma medida que possibilita descrever a variação interespecífica de um povoamento, visando quantificar e agrupar a variação das alturas das árvores como uma variável contínua. Porém, as relações de d e h_t são influenciadas por diversos fatores, tais como: a) sítio

(TROREY, 1932; CURTIS 1967; HUANG et al., 2000; SAUNDERS e WAGNER, 2008); b) propriedades do solo (HEINEMAN et al., 2011; URBAN et al., 2013; AIBA e KITAYAMA, 2015); c) desenvolvimento do povoamento (CURTIS 1967; HOLBROOK e PUTZ, 1989; KOHYAMA et al., 1990; HENRY e AARSEN, 1999; STERCK e BONGERS, 1998; POORTER et al., 2003); e d) espécie (TER STEEGE et al., 2013; CARDOSO et al., 2017).

Segundo Zimmermann (1983), certas relações alométricas tendem a aumentar ao longo do desenvolvimento das plantas, enquanto outras podem mostrar alguma assíntota na ontogenia da planta. O uso de uma função que representa uma curva sigmoide pode ser empregado para estimar o desenvolvimento em altura de árvores tropicais (NIKLAS, 1994), porém, os dados de crescimento em altura de florestas nos trópicos são escassos (THOMAS, 1996). Assim, é possível, por meio de um método determinístico, obter os parâmetros de um modelo estatístico utilizando alturas potenciais (NÄSLUND, 1936).

Dada à carência de estimadores confiáveis de altura total para florestas tropicais, mais especificamente na floresta Amazônica brasileira, este trabalho teve como objetivos: 1) testar um método de estratificação de dados por agrupamentos de altura potencial; e 2) calibrar um modelo de regressão por meio das alturas potenciais, visando gerar um estimador por grupo de espécies comercialmente exploradas, bem como aplicar método tradicional de ajuste de equação por análise de regressão não linear. Para isso, duas hipóteses foram formuladas: *i*) o agrupamento de espécies possibilita aumentar a precisão das estimativas de alturas totais por indivíduo; e *ii*) a utilização do ajuste de equação hipsométrica por meio de método determinístico pode ser aplicado para estimar as alturas totais das árvores comercialmente exploradas na Floresta Amazônica.

2.2 MATERIAL E MÉTODOS

2.2.1 ÁREA DE ESTUDO

A base de dados utilizada neste estudo é proveniente da Floresta Estadual do Antimary (FEA), localizada nos municípios de Sena Madureira e Bujari, estado do Acre, região sudoeste da Amazônia Ocidental Brasileira (68° 23' W; 9° 13'; 9° 31' S). Dentro dessa área, uma subárea de 483,72 ha foi selecionada, onde ocorreu a

exploração no ano de 2017 utilizando um modelo digital de exploração florestal, descrito por Figueiredo, Braz e Oliveira (2007).

No censo executado na subárea, 213 árvores foram localizadas e selecionadas para exploração, utilizando dois receptores GPS Techgeo Zênite II L1 pós-processado de alta sensibilidade. Foi tomada a posição precisa ($\varepsilon_i \leq 15$ cm) para cada indivíduo, dados estes que foram utilizados para coleta da altura total (h_t) por meio do LIDAR (*Light Detection And Ranging*) (FERRAZ et al., 2012), a coleta foi realizada manualmente com o software FUSION/LDV, além das alturas totais também foram coletados dados de diâmetro a 1,3 m do solo (d) ou acima das sapopemas (dr), altura comercial (h_c) e efetuada a conferência da identificação das espécies.

2.2.2 ANÁLISE DA ESTRUTURA FLORESTAL

As árvores medidas foram agrupadas em quatro classes de altura potencial (h_p), utilizando a maior altura registrada na literatura (LOUREIRO, 1979; LORENZI, 1992; LORENZI, 1998; LORENZI, 2002; FERRAZ et al., 2004; SOUZA et al., 2005; ROZENDAAL et al., 2006; LORENZI e MATOS, 2008) para as espécies encontradas comercialmente exploradas, sendo então determinada as classes: 1) $> 48,5$ m, 2) $48,5 \rightarrow 45,5$ m, 3) $45,5 \rightarrow 42,5$ m e 4) $\leq 42,5$ m.

2.2.3 MODELAGEM ESTATÍSTICA DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS

As estatísticas descritivas para as variáveis analisadas (d e h_t) foram a média, o desvio padrão, a variância da média, o erro padrão (absoluto), o erro de amostragem relativo, o coeficiente de variação, o número de observações (PÉLLICO e BRENA, 1997; ARAÚJO et al., 2018) e calculado o intervalo de confiança. O modelo selecionado para a realização da modelagem da altura total foi descrito por Näslund (1936), apresentado em (1). Tal modelo foi selecionado pela sua simplicidade, capacidade de expressar uma curva sigmoide (princípio biológico) e uso do d como única variável independente, cujo ajuste foi efetuado por meio de duas estratégias.

$$h_i - 1,3 = \frac{d^2}{(a + bd)^2} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Em que: h_i é altura total (m); d é diâmetro a 1,3 m do solo (cm); a e b são coeficientes do modelo; e ε_i é erro da estimativa.

Na Estratégia I, o modelo foi ajustado de maneira determinística, utilizando a metodologia descrita por Näslund (1936), no qual foram utilizados os valores assintóticos como descrito anteriormente. A metodologia utilizada segue:

Determinação da assíntota apresentada em (2).

$$\text{Assíntota } (h_p) = \frac{1}{b^2} + 1,3 \quad (2)$$

Determinação do parâmetro b , apresentado em (5) da Equação (1):

$$\frac{1}{b^2} = h_p - 1,3 \quad (3)$$

$$b^2 = \frac{1}{(h_p - 1,3)} \quad (4)$$

$$b = \sqrt{\frac{1}{(h_p - 1,3)}} \quad (5)$$

Conhecendo-se a altura de inflexão (h_{inf}) (6), o diâmetro de inflexão (d_{inf}) (7) e o parâmetro b , pode-se obter o valor do parâmetro a (8).

$$h_{\text{inf}} = \frac{1}{9b^2} + 1,3 \quad (6)$$

$$d_{\text{inf}} = \frac{a}{2b} \cong \frac{h_{\text{inf}}}{1,34} \quad (7)$$

$$a = d_{\text{inf}} (2b) \quad (8)$$

Portanto, após determinado os valores de a e b , é realizada a substituição na Equação (1) e as simplificações possíveis Equação (9) e Equação (10).

$$h_i - 1,3 = \frac{d^2}{(a + bd)^2} \quad (9)$$

$$h_i - 1,3 = \frac{d^2}{a^2 + 2bad + b^2d^2} \quad (10)$$

Simplificando: $a^2 = \beta_0$; $2ba = \beta_1$; e $b^2 = \beta_2$, temos então:

$$h_i - 1,3 = \frac{d^2}{\beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2} \quad (11)$$

Isolando a variável h_i , o modelo final é obtido para estimativa das alturas.

$$h_i = \frac{d^2}{\beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2} + 1,3 \quad (12)$$

Na Estratégia II, o ajuste da função de Näslund (1936) foi efetuado utilizando o método dos mínimos quadrados não lineares (*Non-linear least squares* - NLLS) (13):

$$y_i = f(x_i, \theta) + \varepsilon_i \quad (i = 1, \dots, n) \quad (13)$$

Em que y_i é h_i ; $f(x_i, \theta)$ é uma função não linear contínua, com forma conhecida (1), do vetor de variáveis explicativas $x_i(d)$ e dos parâmetros desconhecidos $\theta(\beta_0, \beta_1 \text{ e } \beta_2)$ e ε_i é erro aleatório.

Assumindo o modelo descrito na Equação (13), a estimativa de NLLS de θ , denotado por $\hat{\theta}$, minimiza a soma de quadrados dos erros (SQE) sobre $\theta \in \Theta$.

$$SQE(\theta) = \sum_{i=1}^n [y_i - f(x_i, \theta)]^2 \quad (14)$$

Para encontrar o estimador de NLLS é necessário fazer a diferenciação da Equação (14) com relação a cada um dos parâmetros e igualar as equações a zero:

$$\left. \frac{\partial SQE(\theta)}{\partial \theta_r} \right|_{\hat{\theta}} = 0 \quad (r=1,2,\dots,p) \quad \sum_{i=1}^n [y_i - f(x_i, \theta)] \left. \frac{\partial f(x_i, \theta)}{\partial \theta_r} \right|_{\theta=\hat{\theta}} = 0 \quad (r=1,2,\dots,p) \quad (15)$$

Procedendo dessa forma, determina-se um sistema de p equações normais para a função de Näslund (1936). Esse sistema de equações normais gerado não pode ser resolvido analiticamente, de modo que é necessário a utilização de métodos iterativos. Para isso, neste trabalho foi utilizado o algoritmo *Gauss-Newton*, cujos valores dos parâmetros de entrada foram aqueles obtidos por meio da Estratégia I.

Supondo que $\theta^{(a)}$ é uma aproximação da estimativa de NLLS ($\hat{\theta}$) de um modelo não linear e $^{(a)}$ é o índice de iterações. Para θ próximo de $\theta^{(a)}$, considera-se uma expansão em série de Taylor de primeira ordem como

$$f(x, \theta) \approx f(x, \theta^{(a)}) + F(\theta^{(a)})(\theta - \theta^{(a)}) \text{ em que } F(\theta) = \frac{\partial f(x, \theta)}{\partial \theta} = \left[\frac{\partial f(x_i, \theta)}{\partial \theta_j} \right]. \text{ Definindo}$$

$r(\theta)$ como sendo um vetor de resíduos, pode-se escrever

$r(\theta) = y - f(x, \theta) \approx r(\theta^{(a)}) - F^{(a)}(\theta - \theta^{(a)})$, em que $F^{(a)} = F(\theta^{(a)})$. Substituindo $r'(\theta)r(\theta)$ em $SQE(\theta)$ obtém-se Eq. (16):

$$SQE(\theta) \approx r'(\theta^{(a)})r(\theta^{(a)}) - 2r'(\theta^{(a)})F^{(a)}(\theta - \theta^{(a)}) + (\theta - \theta^{(a)})' F'^{(a)} F^{(a)}(\theta - \theta^{(a)}) \quad (16)$$

Portanto, Eq. (16) será minimizado quando $\theta - \theta^{(a)} = [F'^{(a)} F^{(a)}]^{-1} F'^{(a)} r[\theta^{(a)}]$.

Assim, devido à aproximação $\theta^{(a)}$, a próxima é dada por Eq.(17):

$$\theta^{(a+1)} = \theta^{(a)} + [F'^{(a)} F^{(a)}]^{-1} F'^{(a)} r[\theta^{(a)}] \quad (17)$$

resultando no processo iterativo conhecido como Método de *Gauss-Newton*. O processo da Equação (17) é repetido até se obter a convergência.

A qualidade do ajuste foi avaliado por meio das estatísticas: pseudo-coeficiente de determinação (r^2), o qual é dado pelo quadrado do coeficiente de correlação linear de Pearson (r) entre os valores observados e estimados; erro padrão da estimativa em porcentagem ($s_{yx}\%$); análise gráfica dos resíduos padronizados ($R_{pad.}$); significância dos coeficientes de regressão, por meio de teste t de *Student*, ao nível de 95% de probabilidade; e critério de informação de *Akaike* (AIC). Além disso, para avaliar a aderência entre as estimativas obtidas pelas duas estratégias utilizadas, aplicou-se o teste de Qui-quadrado (χ^2) ao nível de 95% de probabilidade.

Com o teste de Qui-quadrado (χ^2) não significativo para todas as combinações, foi possível obter as estatísticas de validação, por meio do: Viés (18), soma de quadrado do erro relativo (19) e resíduo percentual (20), conforme metodologia usada por Figueiredo-Filho et al. (1996), Souza et al. (2008), Bragg (2008), Costa et al. (2014), Temesgen et al. (2014), Mensah et al. (2018), e Péllico Netto e Behling (2019), cuja seleção da Estratégia mais adequada para a estimativa da altura total foi determinada pelo valor ponderado (21), ou seja, aquela com menor valor será a escolhida. Os ajustes e as estatísticas foram efetuados utilizando o programa computacional SAS (*Statistical Analysis System*).

$$VIÉS = \frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)}{N} \quad (18)$$

$$SEQR = \sum_{i=1}^n \left[\frac{(y_i - \hat{y}_i)}{y_i} \right]^2 \quad (19)$$

$$RP = \frac{\left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{(y_i - \hat{y}_i)}{y_i} \right) \right]}{N} 100 \quad (20)$$

$$VP = \sum_{i=1}^n N r_i * P_i \quad (21)$$

Em que: y_i é variável observada; \hat{y}_i é variável estimada; N é número de observações; $SEQR$ é soma de quadrado do erro relativo; RP é resíduo em porcentagem; VP é valor ponderado; $N r_i$ é número de registros na i -ésima colocação; e P_i é peso da i -ésima colocação.

2.3 RESULTADOS

Com os dados do censo, foram selecionadas as árvores com potencial madeireiro a serem exploradas, o que possibilitou efetuar o levantamento de suas alturas potenciais e posterior alocação delas dentro das classes de altura potencial:

Classe 1: *Dipteryx odorata* (Aubl.) Willd. (Cumaru-ferro), *Ceiba pentandra* (L.) Gaertn. (Samauma-branca) e *Couratari oblongifolia* Ducke & Kunth. (Tauari); **Classe 2:** *Pouteria* sp. (Abiurana), *Andira* sp. (Angelim-coco), *Cassia* sp. (Bajão), *Simarouba amara* Aubl. (Caixeta), *Anacardium giganteum* W. Hancock. ex Engl. (Cajui), *Qualea tessmannii* Mildbr. (Catuaba), *Amburana acreana* (Ducke) A.C.Sm. (Cerejeira), *Apuleia leiocarpa* (Vogel) J. F. Macbr. (Garapeira), *Barnebydendron riedelii* (Tul.) J. H. Kirkbr. (Guaribeiro), *Clarisia* sp. (Guariuba), *Hymenaea courbaril* L. (Jatoba), *Manikara bidentata* subsp. *surinamensis* (Miq.) T. D. Penn. (Maçaranduba), *Pouteria* sp. (Maparajuba), *Escheweilera coriacea* (DC.) S. A. Mori (Matamata-rosa), *Terminalia* sp. (Mirindiba), Não-Identificado (Não-identificado), *Ceiba samauma* (Mart.) K. Schum. (Samauma-vermelha), *Platymiscium trinitatis* Benth. (Violeta) e *Sterculia pruriens* (Aubl.) K. Schum. (Xixa); **Classe 3:** *Aspidosperma vargasii* A. DC. (Amarelão), *Ampelocera ruizii* Klotzsch (Cinzeiro), *Copaifera* sp. (Copaíba-preta), *Handroanthus serratifolius* (Vahl) S. Grose (Ipê-amarelo), *Astronium lecointei* Ducke (Maracatiara), *Agonandra brasiliensis* Miers ex Benth. & Hook.f. (Marfim) e *Erythrina fusca* Lour.

(Mulungu); e **Classe 4:** *Pouteria* sp. (Abiu), *Castilla ulei* Warb. (Caucho) e *Cedrela odorata* L. (Cedro-rosa).

As estatísticas apresentadas na TABELA 2.1 indicam que a variável h_t apresentou valores baixos de desvio padrão, tanto para os dados gerais quanto para os dados agrupados nas classes de h_p . O coeficiente de variação (cv%) variou de 8,60% a 11,84%, enquanto o erro amostral mais elevado foi encontrado na Classe 3, de 3,64%.

TABELA 2.1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS d E h_t PARA OS DADOS GERAIS E POR CLASSES DE ALTURA POTENCIAL EM ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

Variável	Classe	\bar{x}	cv%	s	$s_{\bar{x}}^2$	$s_{\bar{x}}$	E_r	n
d (cm)	Geral	91,09	29,12	26,53	1,65	1,29	2,33	221
	1	107,35	31,99	34,34	32,76	5,72	9,01	38
	2	90,06	26,97	24,29	4,76	2,18	4,01	126
	3	78,44	24,98	19,60	22,59	4,75	10,58	19
	4	84,32	24,95	21,04	12,29	3,51	7,03	38
h_t (m)	Geral	37,55	11,84	4,45	0,05	0,22	0,95	221
	1	41,62	8,95	3,73	0,39	0,62	2,52	38
	2	38,14	9,00	3,43	0,10	0,31	1,34	126
	3	35,48	8,60	3,05	0,55	0,74	3,64	19
	4	32,39	11,01	3,57	0,35	0,59	3,10	38

FONTE: O autor (2020)

Em que: \bar{x} é média aritmética; cv(%) é coeficiente de variação; e n é número de observações; s é desvio padrão; $s_{\bar{x}}^2$ é variância da média; $s_{\bar{x}}$ é erro padrão; E_r é erro de amostragem relativo.

As medidas de dispersão para d foram maiores que as obtidas para h_t , dada a maior amplitude dessa variável, o que refletiu em maiores valores de cv% e erro de amostragem (E_r), porém, tratando-se de floresta nativa, é aceitável erros mais elevados, dado que neste estudo o maior valor foi encontrado na Classe 3, de 10,58%.

Os dados de dispersão estão apresentados na FIGURA 2.1, juntamente com os gráficos de caixa (*boxplot*), para cada conjunto de dados, no qual é possível visualizar a distribuição dos dados, bem como a presença de *outliers*. Quanto mais próximos forem a média e a mediana, os dados tendem a uma distribuição normal. Para a variável h_t , todas as classes apresentaram distribuição simétrica, o que

correspondeu a uma distribuição normal também comprovada pelo teste de Shapiro-Wilk ($p \geq 0.05$).

Na FIGURA 2.1.b, na qual é possível observar a Classe 1, ocorreu a maior distância entre a mediana e a média para d , ocasionando, assim, uma assimetria positiva, porém não é considerada uma diferença discrepante. Nas Classes 1, 2 e 3, os dados apresentaram distribuição normal com leve tendência à assimetria positiva. Por outro lado, a Classe 4 apresentou leve assimetria negativa.

Também é possível observar a presença de pontos fora dos limites inferior (1º quartil) e superior (3º quartil) nos gráficos de caixa, tanto para h_t como d , o que não necessariamente representa valores de *outliers*, mas sim valores que estendem a cauda da distribuição normal para a direita, ou seja, fora do intervalo de $\pm 2,698\sigma$.

FIGURA 2.1 - DISTRIBUIÇÃO DOS DADOS DE ALTURA E DIÂMETRO COM INTERVALO DE CONFIANÇA SOBRE UMA LINHA DE REGRESSÃO LINEAR E BOXPLOT COM A MÉDIA, PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

(continua)

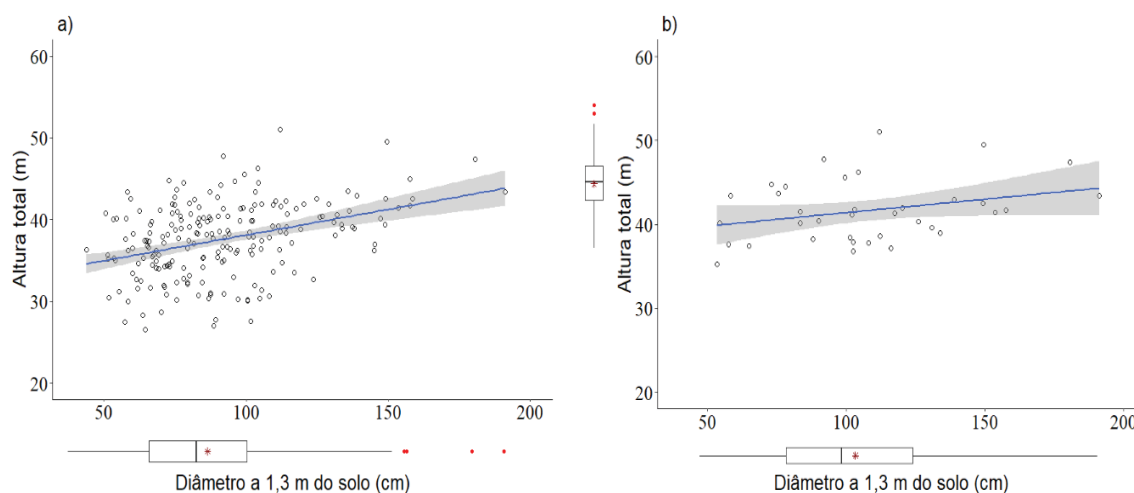
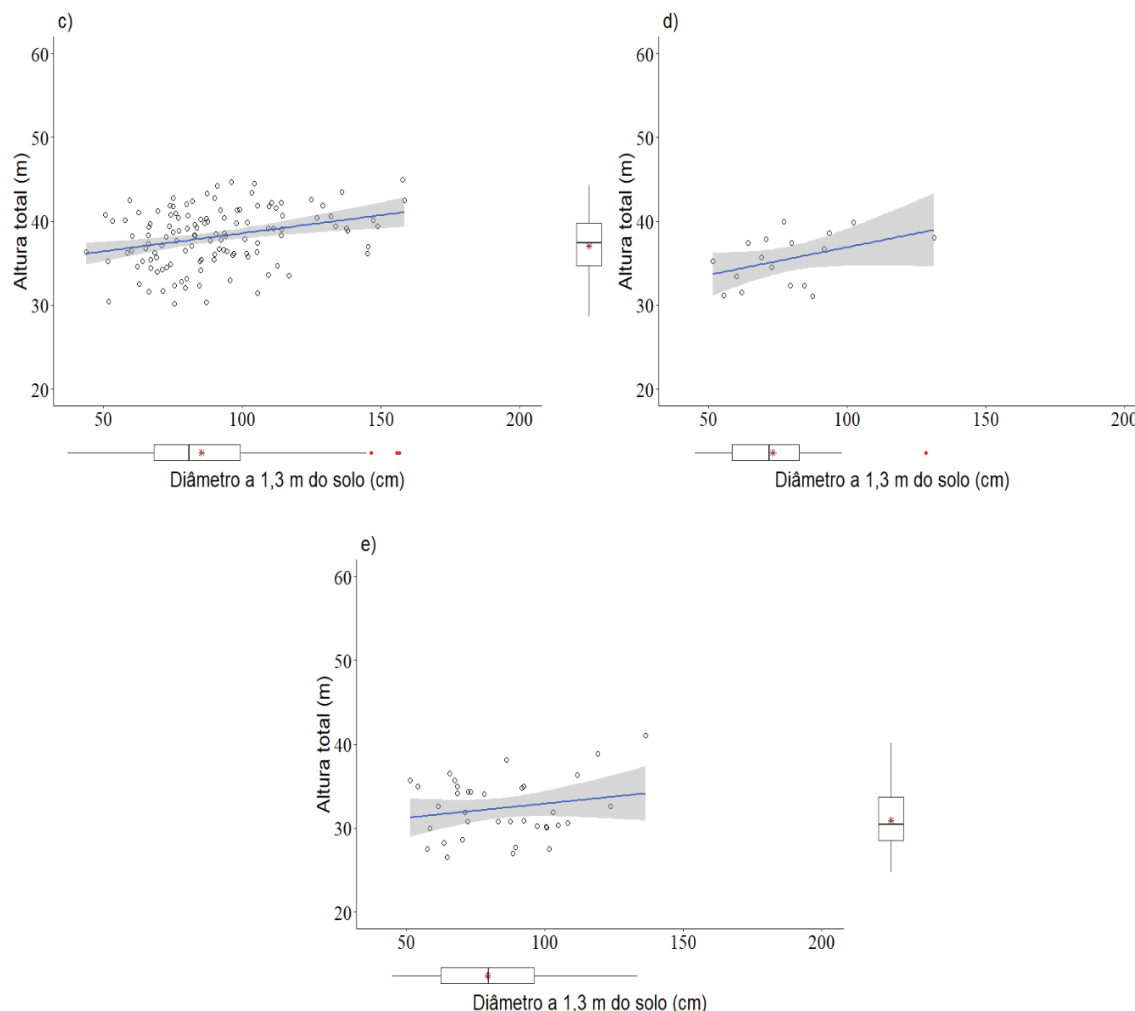


FIGURA 2.1 - DISTRIBUIÇÃO DOS DADOS DE ALTURA E DIÂMETRO COM INTERVALO DE CONFIANÇA SOBRE UMA LINHA DE REGRESSÃO LINEAR E BOXPLOT COM A MÉDIA, PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

(conclusão)



FONTE: O autor (2020)

Legenda: a) Conjunto total dos dados, b) Classe 1 ($h_p > 48,5$ m), c) Classe 2 ($48,5 \geq h_p > 45,5$ m), d) Classe 3 ($45,5 \geq h_p > 42,5$ m; e e) Classe 4 ($h_p \leq 42,5$ m).

Os coeficientes de regressão e os resultados estatísticos do ajuste do modelo pelas Estratégias I e II, ajustados para os dados gerais e por classes de h_t , estão apresentados na TABELA 2.2. Todas as estimativas dos parâmetros foram significantes ao nível de 95% de probabilidade. Os valores de r^2 para todos os ajustes foram considerados altos, variando de 0,624 a 0,938, ao passo que o $s_{yx}(\%)$ foi baixo para ambas as estratégias aplicadas, variando de 8,8% a 12,1%. Os valores de AIC

apresentaram-se com uma amplitude bastante elevada, variando de 678,56 até 139.425,80.

TABELA 2.2 - ESTATÍSTICAS E COEFICIENTES REFERENTES AOS AJUSTES DA FUNÇÃO DE NÄSLUND (1936) PARA VALORES DE ALTURA (ht), DADOS GERAIS E CLASSES DE ALTURAS POTENCIAIS, PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA .

Estimador	Classe	β_0	β_1	β_2	r^2	s_{yx}	$s_{yx} \%$	AIC
Estratégia I	Geral	1,9315	0,4205	0,0229	0,712	4,2	11,58	139.425,80
	1	2,0602	0,4114	0,0205	0,839	3,9	9,85	3.779,04
	2	1,9828	0,4166	0,0219	0,624	3,4	9,14	38.675,15
	3	1,9061	0,4226	0,0234	0,937	2,9	8,98	685,93
	4	1,7802	0,4346	0,0265	0,769	3,7	12,10	3.649,82
Estratégia II	Geral	1,9182	0,3242	0,0235	0,714	4,1	11,41	138.014,30
	1	3,4729	0,1079	0,0233	0,860	3,6	9,14	3.561,97
	2	2,5006	0,1794	0,0247	0,646	3,3	8,80	37.484,38
	3	2,3812	0,3028	0,0248	0,938	2,9	8,89	678,56
	4	2,9000	0,0679	0,0308	0,784	3,6	11,69	3.550,00

FONTE: O autor (2020)

Em que: β_i é coeficiente de regressão do modelo; r^2 é pseudo- r^2 ; s_{yx} é erro padrão da estimativa em metros; $s_{yx} (\%)$ é erro padrão da estimativa em porcentagem; AIC é critério de informação Akaike.

Os gráficos de resíduos normalizados para as estimativas de h_t estão apresentados na FIGURA 2.2. Nota-se que os limites considerados máximos/mínimos ($\pm 3\sigma$) não foram ultrapassados nos ajustes, bem como distribuídos de forma uniforme, o que correspondeu à distribuição normal. Além disso, eles não apresentaram tendências, podendo assim ser considerados homoscedásticos, indicando não ser necessária a transformação dos dados ou uso de ponderações.

Quando comparadas as duas estratégias de ajuste, observou-se que a Estratégia I apresentou maior amplitude nas estimativas de h_t , principalmente quando avaliado para as classes, porém isso não afetou as estatísticas dos ajustes.

FIGURA 2.2 - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS NORMALIZADOS DAS ESTIMATIVAS DA ALTURA TOTAL PARA AS ESTRATÉGIAS TESTADAS E PARA AS CLASSES DE ALTURAS POTENCIAIS, PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

(continua)

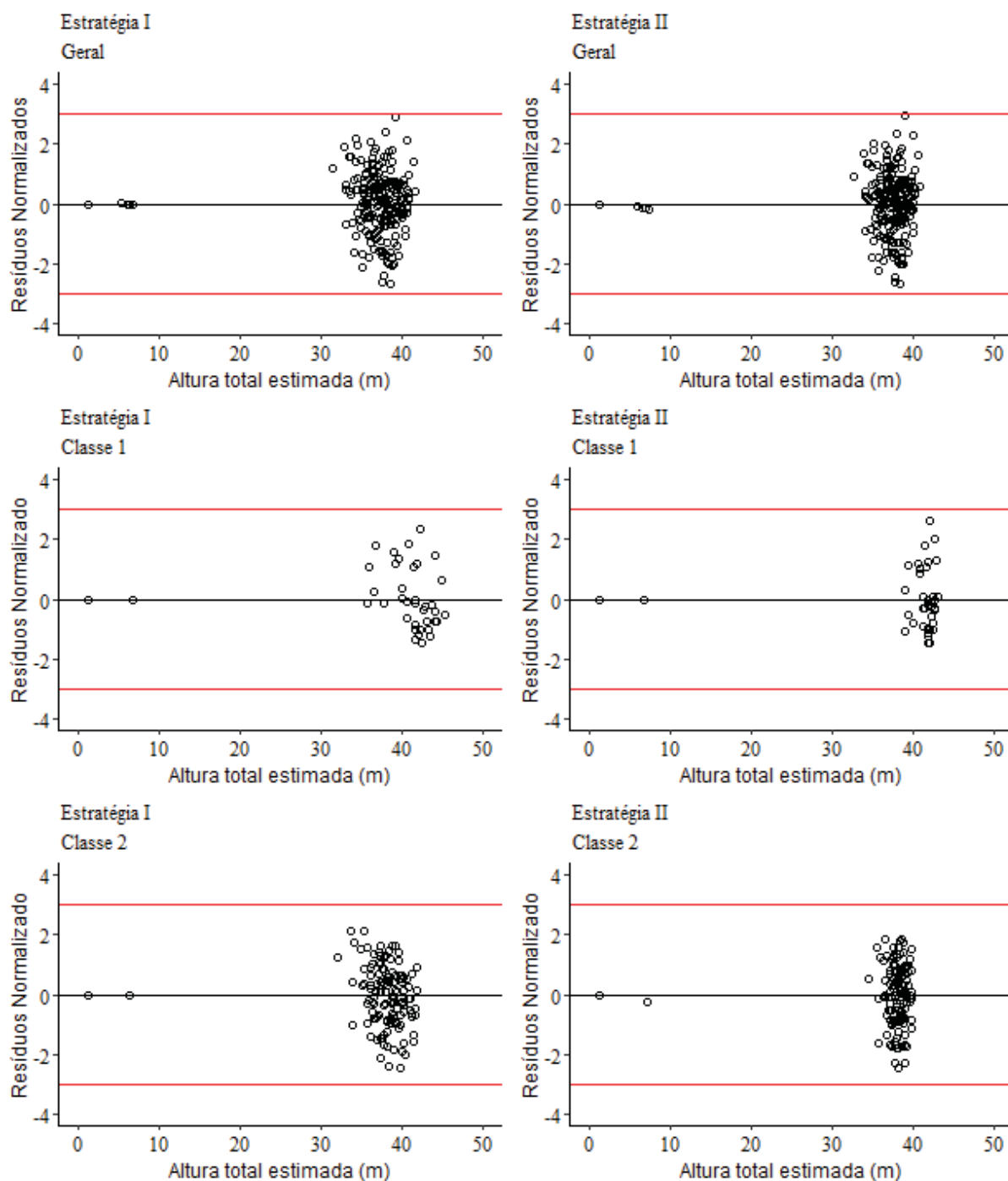
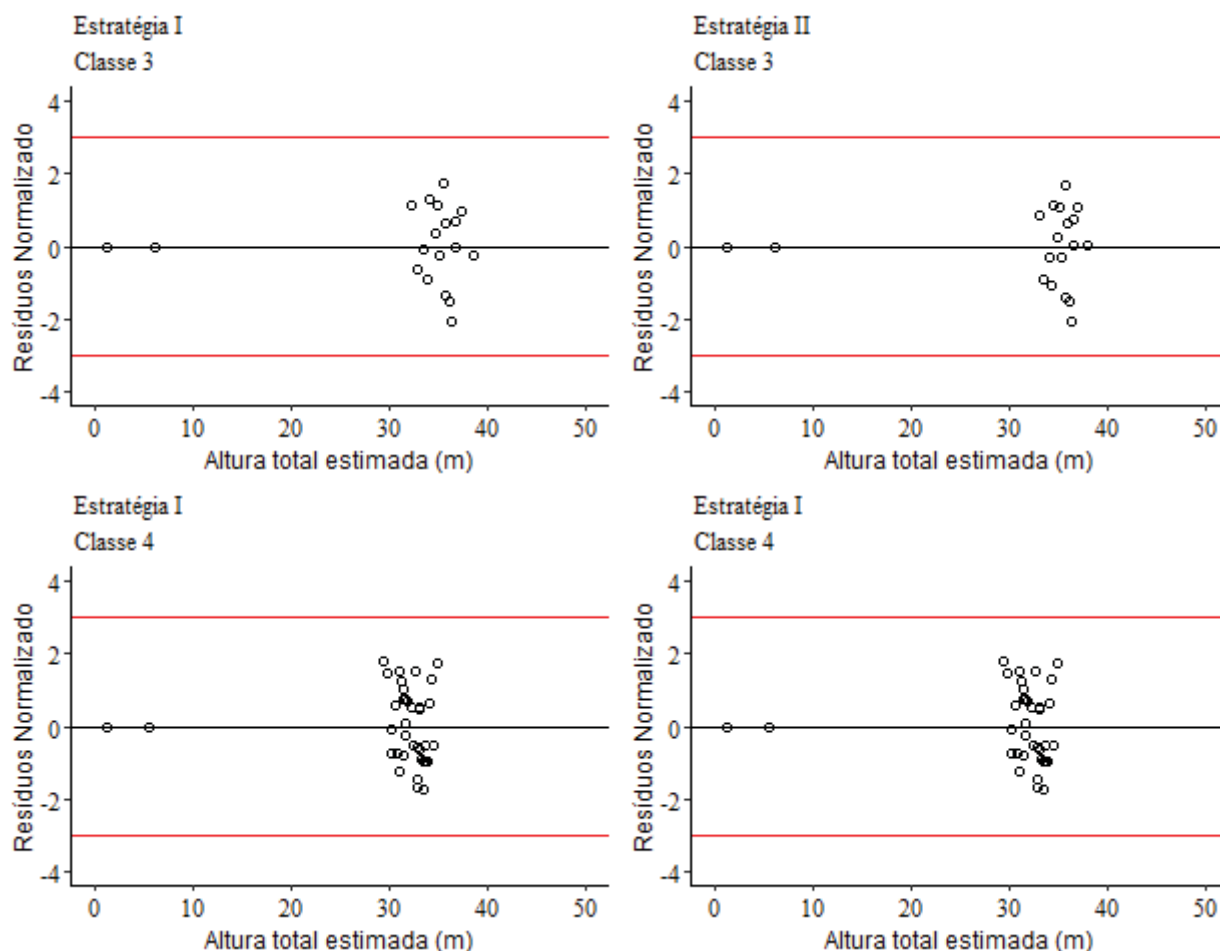


FIGURA 2.2 - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS NORMALIZADOS DAS ESTIMATIVAS DA ALTURA TOTAL PELAS ESTRATÉGIAS (I E II) E PARA AS CLASSES DE ALTURAS POTENCIAIS, PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

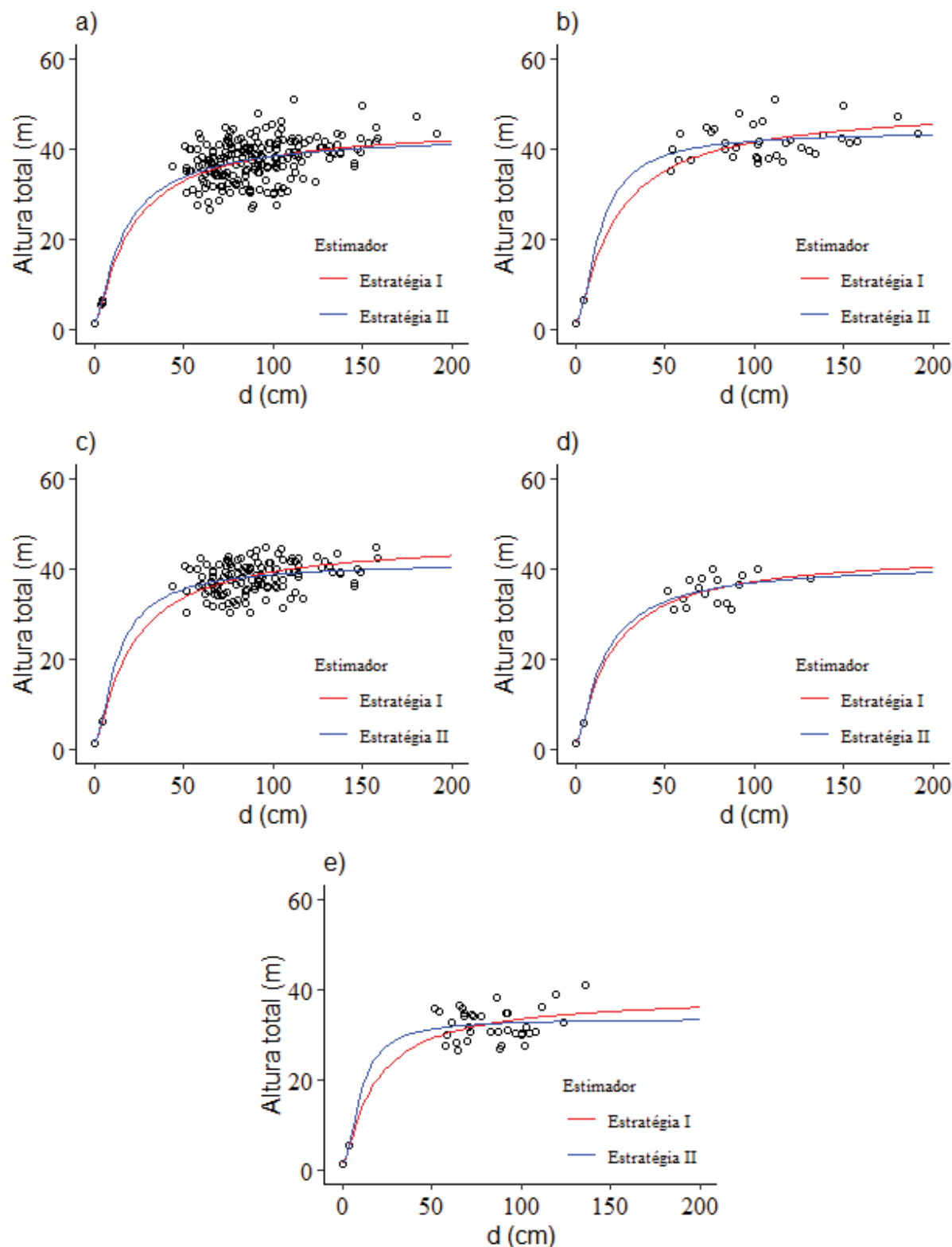
(conclusão)



FONTE: O autor (2020)

Na FIGURA 2.3 estão apresentados os dados de dispersão com as curvas de h_t em função de d , no qual foi possível avaliar o comportamento das curvas de regressão juntamente com a dispersão dos dados reais. Foi também observado que as curvas tendem a ter seus pontos de inflexão em posições diferentes ao considerar as duas estratégias de ajustes.

FIGURA 2.3 - DISTRIBUIÇÃO DOS DADOS DE ALTURA E DIÂMETRO COM AS CURVAS DE REGRESSÃO GERADAS PELA EQUAÇÃO DE NÄSLUND (1936) AJUSTADA PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.



FONTE: O autor (2020)

Na TABELA 2.3 estão apresentados os resultados de χ^2 , em que foi possível observar que todas as combinações resultaram não significativas para a estimativa da altura total das árvores exploradas comercialmente na Floresta Estadual do Antimary.

TABELA 2.3 - TESTE DE QUI-QUADRADO PARA AVALIAÇÃO DA ADERÊNCIA DAS ESTIMATIVAS DE ALTURA TOTAL ENTRE AS ESTRATÉGIAS E POR CLASSES DE ALTURAS POTENCIAIS, PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

Classe	Comparativos	χ^2_{cal}
Geral	Estratégia I - Estratégia II	1.166 ^{ns}
	Estratégia I - Altura observada	105.549 ^{ns}
	Estratégia II - Altura observada	105.589 ^{ns}
1	Estratégia I - Estratégia II	1.800 ^{ns}
	Estratégia I - Altura observada	11.972 ^{ns}
	Estratégia II - Altura observada	10.275 ^{ns}
2	Estratégia I - Estratégia II	2.873 ^{ns}
	Estratégia I - Altura observada	39.440 ^{ns}
	Estratégia II - Altura observada	36.706 ^{ns}
3	Estratégia I - Estratégia II	0.074 ^{ns}
	Estratégia I - Altura observada	3.615 ^{ns}
	Estratégia II - Altura observada	3.568 ^{ns}
4	Estratégia I - Estratégia II	1.083 ^{ns}
	Estratégia I - Altura observada	14.625 ^{ns}
	Estratégia II - Altura observada	13.598 ^{ns}

FONTE: O autor (2020)

Em que: χ^2_{cal} é qui-quadrado calculado; ^{ns} é não significante a uma probabilidade de 95%; $\chi^2_{(0,05;221)}$ é 186,671; $\chi^2_{(0,05;38)}$ é 52,192; $\chi^2_{(0,05;126)}$ é 100,178; e $\chi^2_{(0,05;19)}$ é 9,390.

Com a não significância (95% de probabilidade) entre as estimativas das duas estratégias de ajuste do modelo hipsométrico de Näslund as estatísticas complementares de validação estão apresentadas na TABELA 2.4, que tem por finalidade auxiliar na escolha do melhor método de ajuste e verificar possíveis tendenciosidades nas estimativas.

TABELA 2.4 - ESTATÍSTICAS COMPLEMENTARES PARA AVALIAR A PRECISÃO DAS ESTRATÉGIAS PARA ESTIMAÇÃO DE ALTURA TOTAL, PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

Estimador	Classe	VIÉS	SEQR	RP	VP
Estratégia I	Geral	0,1519 (2)	3,0698 (1)	-0,8097 (1)	4
	1	0,2048 (2)	0,2799 (2)	-0,0715 (1)	5
	2	-0,1122 (2)	1,0978 (2)	-0,9927 (2)	6
	3	0,1420 (2)	0,1056 (2)	-0,0915 (1)	5
	4	0,0579 (2)	0,4602 (2)	-0,8825 (1)	5
Estratégia II	Geral	-0,0055 (1)	3,1250 (2)	-1,4105 (2)	5
	1	-0,0010 (1)	0,2406 (1)	-0,6673 (2)	4
	2	-0,0035 (1)	1,0359 (1)	-0,8433 (1)	3
	3	-0,0014 (1)	0,1051 (1)	-0,5614 (2)	4
	4	-0,0064 (1)	0,4312 (1)	-1,2552 (2)	4

FONTE: O autor (2020)

Em que: *SEQR* é soma de quadrado dos resíduos; *RP* é resíduo em porcentagem; *VP* é valor ponderado.

2.4 DISCUSSÃO

Tem sido discutido como seria possível a obtenção de alturas totais com precisão em florestas tropicais, considerando-se as técnicas e ferramentas mais apropriadas para a obtenção de tais resultados. A metodologia utilizada para agrupar as espécies em classes de alturas potenciais foram facilmente obtidas em diversas literaturas (ROZENDAAL et al., 2006; LORENZI e MATOS, 2008) e replicada para outras regiões fitofisionômicas. Estratégias foram utilizadas para obtenção dos parâmetros do modelo e posterior obtenção das alturas totais, as quais puderam ser testadas e comparadas, a fim de verificar sua precisão e aplicabilidade.

O modelo de Näslund (1936) foi selecionado, mesmo com as considerações de Fayolle et al. (2016) e Mensah et al. (2017), os quais enfatizam que o uso de diferentes modelos de relações h_t/d provavelmente acarreta em diferenças nas estimativas das alturas totais. Porém, tal modelo foi escolhido por ser não-linear e por apresentar características biológicas na sua estrutura, bem como também possibilitar a estimação de seus parâmetros por métodos distintos, como determinístico (Estratégia I), o qual considera a altura potencial das espécies, e o NLLS (Estratégia II).

A utilização do diâmetro (d) como variável independente em estimadores de florestas nativas é bem conhecida no meio florestal, porém estudos recentes mostram que a inserção da variável h_t resulta em melhores resultados para os estimadores, como é o caso dos trabalhos efetuados em florestas nativas: Chave et al. (2005), Nogueira et al. (2008), Feldpausch et al. (2012), Temesgen et al. (2014), Melo et al. (2014), Araújo et al. (2018), Laurance et al. (2018), Duan et al. (2018), Fearnside et al. (2018), Ponette et al. (2018), Malhi et al. (2019) e Ali et al. (2019). Esses autores compararam modelos que utilizam apenas uma variável independente (d) com modelos que utilizam duas ou mais variáveis.

Portanto, com objetivo de alcançar boa precisão na estimação de outras variáveis (volume, biomassa e carbono) em florestas tropicais, visto que florestas tropicais apresentam: *i*) grande diversidade de espécies arbóreas (CHAVE et al., 2006; KILLEEN et al., 2010; ANDRADE et al., 2017; MENSAH et al., 2017; CAMPOS et al., 2018; JOHNSON et al., 2018; PONETTE et al., 2018; ARELLANO et al., 2019; ROZENDAAL et al., 2019) e *ii*) alta variabilidade de diâmetros e alturas totais, que variam de acordo com a classificação fitogeográfica que a floresta está localizada (BROWN et al., 1989; ROSSI et al., 2014), o que ocasiona em custo operacional de coleta elevado, faz-se necessário a utilização das alturas totais obtidas por medições em campo ou de estimativas, como as realizadas no presente trabalho, para ganho em precisão na obtenção de tais variáveis.

Nogueira et al. (2008) avaliaram que existem diferenças significativas para as relações hipsométricas em diferentes regiões da Amazônia brasileira, citando que as árvores nas florestas do Sul e Sudoeste da Amazônia têm altura menor para um mesmo diâmetro do que as localizadas na Amazônia central. A variação da vegetação na mesoescala, isto é, com distâncias geográficas pequenas, e as mudanças simultâneas de forma de árvores para cada espécie são adaptações às condições químicas e ecológicas de cada local (ROZENDAAL et al., 2006; NOGUEIRA et al., 2008). Portanto, a hipótese 1 pôde ser comprovada, dado que a formação de grupos de espécies utilizando alturas potenciais resultou em ganho de precisão para a estimativa das alturas das espécies na área em estudo (TABELA 2.2 e TABELA 2.4).

Avaliando as estatísticas descritivas (TABELA 2.1) para os dados de h_t e d é possível considerar como representativa da população, pois como descrito por Péllico Netto e Brena (1997), um erro de amostragem inferior a 10% indica que a amostra de

h_i é representativa. Portanto, os erros relativos apresentados nesta pesquisa podem ser considerados baixos, se considerada a alta variabilidade de espécies. Valores semelhantes das estatísticas calculadas no presente trabalho foram encontrados por Chave et al. (2014), Arias-Rodil et al. (2017), Duan et al. (2018) e Araújo et al. (2018).

As estatísticas utilizadas para a avaliação da qualidade do ajuste (TABELA 2.2) resultaram em valores semelhantes nas duas estratégias de ajuste das equações, porém, enfatiza-se que os valores obtidos para o AIC apresentaram amplitude bastante elevada, assim como descrito por Fayolle et al. (2016) e Mensah et al. (2017).

As estatísticas obtidas para a Estratégia II, com exceção do erro padrão da estimativa para a Classe 3, foram sempre superiores às obtidas na Estratégia I. No entanto, as predições das alturas totais não foram afetadas significativamente, dado que as estimativas não diferiram entre si, conforme verificado nos resultados do teste de Qui-quadrado (TABELA 2.4).

Os resultados das estatísticas de ajuste foram superiores às obtidas em outros trabalhos, como por Fang e Bailey (1998), Chave et al. (2005), Rozendaal et al. (2006), Bragg (2008), Nogueira et al. (2008a), Nogueira et al. (2008b), Feldpausch et al. (2011, 2012), Lima et al. (2012), Hunter et al. (2013), Rossi et al. (2014), Temesgen et al. (2014), Ghimire et al. (2015), Mensah et al. (2017), Sullivan et al. (2017), Duan et al. (2018), que também estudaram florestas nativas tropicais, podendo ser explicado pela estratégia de estratificação dos dados.

Na FIGURA 2.3 estão plotadas as curvas de regressão para ambas as estratégias testadas no trabalho. Na Estratégia I é possível perceber que a curva de regressão tendeu a estabilizar mais suavemente na sua região assintótica, apresentando a mesma tendência para todas as classes. Essa estabilização pode ser explicada por duas razões: *i*) pela característica do modelo e a estratégia utilizada para efetuar o ajuste; e *ii*) pela formação de grupos de espécies que apresentam características semelhantes na relação h_i/d .

Para a Estratégia II, as curvas tenderam a forma mais abrupta do desenvolvimento da altura em função do diâmetro, estabilizando-se mais precocemente que o comportamento biológico expresso pelos dados amostrais (FIGURA 2.3.b, FIGURA 2.3.c e FIGURA 2.3.e). Esse comportamento pode ser explicado devido a curva de regressão estimada por meio da Estratégia II ser diretamente afetada pela média dos valores de h_i , como uma característica do método

de ajuste (NLLS), o qual visa somente a redução da soma dos quadrados dos resíduos, sem considerar a perspectiva biológica, como o realizado na Estratégia I.

As estimativas obtidas na Estratégia I podem ser consideradas satisfatórias, pois apresentaram bons resultados estatísticos de ajuste (TABELA 2.2). Além disso, o teste de aderência de Qui-quadrado não foi significativo (TABELA 2.3) para os dados reais e para as estimativas da Estratégia II, assim como descrito por Behling (2016), que utilizou esse teste para efetuar a comparação entre as estimativas de dois métodos diferentes para biomassa acima do solo.

As estatísticas de validação (TABELA 2.4) demonstraram uma diferença nas ponderações, as quais podem ser explicadas dado as características de cada estatística calculada, em que, no viés é simplesmente calculada a média aritmética dos erros em cada ponto amostral e para as estatísticas soma de quadrado do erro relativo (*SQER*) e resíduo em porcentagem (*RP*) tem-se a relativização dos erros em relação à média.

Quando comparadas com estatísticas de validação obtidas por outros autores (FIGUEIREDO-FILHO et al., 1996; BRAGG, 2008; SOUZA et al., 2008; COSTA et al., 2014; MENSAH et al., 2018) é possível observar que foram semelhantes. Tendo em vista que, na maior parte desses trabalhos citados, as estimativas foram efetuadas em florestas plantadas, é conclusivo que os resultados do presente trabalho são estatisticamente confiáveis, dado a alta variabilidade dos dados, tanto de diâmetros como de alturas, bem como do número de espécies.

2.5 CONCLUSÃO

O agrupamento das espécies por classes de alturas potenciais, ou também denominadas assintóticas, mostra-se favorável à melhoria do desempenho dos ajustes, bem como nas estimativas das alturas totais, mostrando-se ser um critério eficiente para a estratificação dos dados.

A utilização do modelo não-linear de Näslund (1936) resulta em bom desempenho estatístico para estimativa das alturas totais, representando com confiabilidade a relação altura/diâmetro para árvores comerciais da Amazônia brasileira.

A Estratégia I, que se valeu do ajuste pelo método determinístico, é merecedora de destaque, pois poucos trabalhos foram publicados com tal

metodologia. Essa é uma técnica promissora, de fácil ajuste, além de apresentar resultados tão bons quanto as técnicas tradicionais. Por outro lado, a Estratégia II, consolidada na área florestal, resulta em estimativas consistentes, dado os baixos erros obtidos e qualidade de ajuste da regressão.

O agrupamento das espécies por classes de alturas potenciais possibilita ganhos de precisão nas estimativas de alturas totais. Porém, dado não ser necessário a coleta de informações referentes às alturas totais das árvores para o ajuste das curvas na Estratégia I, essa é mais apropriada pela comprovada ausência de diferença significativas entre as estimativas obtidos pelas duas estratégias.

2.6 REFERÊNCIAS

AIBA, S. I.; KITAYAMA, K. Tree Communities on Mount Kinabalu , Borneo Structure , matrix tree communities in an altitude-substrate. **Plant Ecology**, v. 140, n. 2, p. 139–157, 2015.

ALI, A. et al. Tree crown complementarity links positive functional diversity and aboveground biomass along large-scale ecological gradients in tropical forests. **Science of The Total Environment**, v. 656, p. 45–54, 2019.

ANDRADE, R. T. et al. Fitossociologia De Uma Floresta De Terra Firme Na Amazônia Sul-Occidental, Rondônia, Brasil. **Biota Amazônia**, v. 7, n. 2, p. 36–43, 2017.

ARAÚJO, E. J. G. de. et al. Allometric models to biomass in restoration areas in the Atlantic rain forest. **Floresta e Ambiente**, v. 25, n. 1, p. 1–13, 2018.

ARELLANO, G. et al. Crown damage and the mortality of tropical trees. **New Phytologist**, v. 221, n. 1, p. 169–179, 2019.

ARIAS-RODIL, M.; DIÉGUEZ-ARANDA, U.; BURKHART, H. E. Effects of Measurement Error in Total Tree Height and Upper-Stem Diameter on Stem Volume Prediction. **Forest Science**, v. 63, n.3, p. 250-260, 2017.

BAKER, T. R. et al. Do species traits determine patterns of wood production in Amazonian forests? **Biogeosciences**, v. 6, n. 2, p. 297–307, 2009.

BASTIN, J. F. et al. Pan-tropical prediction of forest structure from the largest trees. **Global Ecology and Biogeography**, v. 27, n. 11, p. 1366–1383, 2018

BEHLING, A. **MODELAGEM DA BIOMASSA DE ÁRVORES PARA ASSEGURAR ADITIVIDADE DOS SEUS COMPONENTES**, 2016. 117 f. (Doutorado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2016.

BRAGG, D. A Comparison of Pine Height Models for the Crossett Experimental Forest. **Journal of the Arkansas Academy os Science**, v. 62, p. 24–31, 2008.

BROWN, S.; GILLESPIE, A.; LUGO, A. E. Biomass Estimation Methods for Tropical Forests with Applications to Forest. **Forest Science**, v. 35, p. 881–902, 1989.

CARDOSO, D. et al. Amazon plant diversity revealed by a taxonomically verified species list. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 114, n. 40, p. 10695–10700, 2017.

CHAVE, J. et al. Tree allometry and improved estimation of carbon stocks and balance in tropical forests. **Oecologia**, v. 145, n. 1, p. 87–99, 2005.

CHAVE, J. et al. Regional and phylogenetic variation of wood density across 2456 Neotropical tree species. **Ecological applications: a publication of the Ecological Society of America**, v. 16, n. 6, p. 2356–67, 2006.

CHAVE, J. et al. Improved allometric models to estimate the aboveground biomass of tropical trees. **Global Change Biology**, v. 20, n. 10, p. 3177–3190, 2014.

COSTA, E. A. et al. Approximation of numerical integration applied to *Araucaria angustifolia* stem taper models. **FLORESTA**, v. 45, n. 1, p. 31 - 40, 2014.

d'OLIVEIRA, M. V. N. et al. Estimating forest biomass and identifying low-intensity logging areas using airborne scanning lidar in Antimary State Forest, Acre State, Western Brazilian Amazon. **Remote Sensing of Environment**, v. 124, n. 4, p. 479–491, 2012.

DUAN, G. et al. Comparison of Different Height–Diameter Modelling Techniques for Prediction of Site Productivity in Natural Uneven-Aged Pure Stands. **Forests**, v. 9, n. 2, p. 63, 2018.

ESQUIVEL-MUELBERT, A. et al. Compositional response of Amazon forests to climate change. **Global Change Biology**, v. 25, n. 1, p. 39–56, 2019.

FANG, Z.; BAILEY, R. L. Height–diameter models for tropical forests on Hainan Island in southern China. **Forest Ecology and Management**, v. 110, n. 1–3, p. 315–327, 1998.

FAYOLLE, A. et al. Taller trees, denser stands and greater biomass in semi-deciduous than in evergreen lowland central African forests. **Forest Ecology and Management**, v. 374, p. 42–50, 2016.

FELDPAUSCH, T. R. et al. Height-diameter allometry of tropical forest trees. **Biogeosciences**, v. 8, n. 5, p. 1081–1106, 2011.

FELDPAUSCH, T. R. et al. Tree height integrated into pantropical forest biomass estimates. **Biogeosciences**, v. 9, n. 8, p. 3381–3403, 2012.

FERRAZ, I. D. K. et al. Características básicas para um agrupamento ecológico preliminar de espécies madeireiras da floresta de terra firme da Amazônia Central. **Acta Amazonica**, v. 34, n. 4, p. 621–633, 2004.

FIGUEIREDO-FILHO, A.; BORDERS, B. E.; HITCH, K. L. Taper equations for *Pinus taeda* plantations in Southern Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 83, n. 1–2, p. 39–46, 1996.

FIGUEIREDO, E. O. et al. Equations to estimate tree gaps in a precision forest management area the Amazon based on crown morphometry. **Revista Árvore**, v. 41, n. 3, p. e410313, 2018.

FIGUEIREDO, E. O.; BRAZ, E. M.; d'OLIVEIRA, M. V. N. **Manejo de Precisão em Florestas Tropicais: Modelo Digital de Exploração Florestal**. 2. ed. Rio Branco – AC: Embrapa – Acre, 2008.

FUNTAC. Estrutura do plano de manejo de uso múltiplo da floresta Estadual do Antimari. Rio Branco, Acre: **Acre State Technological Foundation**, p. 103. 1990.

HEINEMAN, K. D. et al. The effects of belowground resources on aboveground allometric growth in Bornean tree species. **Forest Ecology and Management**, v. 261, n. 11, p. 1820–1832, 2011.

HENRY, H. A. L.; AARSSSEN, L. W. The interpretation of stem diameter-height allometry in trees: biomechanical constraints, neighbour effects, or biased regressions? **Ecology Letters**, v. 2, n. 2, p. 89–97, 1999.

HOLBROOK, N. M.; PUTZ, F. E. Influence of neighbors on tree form: effects of lateral shade and prevention of sway on the allometry of *Liquidambar styraciflua* (Sweet Gum). **American Journal of Botany**, v. 76, n. 12, p. 1740 - 1749, 1989.

HUANG, S.; PRICE, D.; J. TITUS, S. Development of ecoregion-based height–diameter models for white spruce in boreal forests. **Forest Ecology and Management**, v. 129, n. 1–3, p. 125–141, 2000.

HUNTER, M. O. et al. Tree height and tropical forest biomass estimation. **Biogeosciences**, v. 10, n. 12, p. 8385–8399, 2013.

JACKSON, T. et al. A New Architectural Perspective on Wind Damage in a Natural Forest. **Frontiers in Forests and Global Change**, v. 1, 2019.

JOHNSON, D. J. et al. Climate sensitive size-dependent survival in tropical trees. **Nature Ecology & Evolution**, v. 2, n. 9, p. 1436–1442, 2018.

KEARSLEY, E. et al. Conventional tree height–diameter relationships significantly overestimate aboveground carbon stocks in the Central Congo Basin. **Nature Communications**, v. 4, n. 1, p. 1 - 8, 2013.

KEARSLEY, E. et al. Model performance of tree height-diameter relationships in the central Congo Basin. **Annals of Forest Science**, v. 74, n. 1, p. 1 - 13, 2017.

KHADKA, A. et al. Diameter-height models for the Terai tree species. **Banko Janakari**, v. 25, n. 1, p. 50–54, 2015.

KOHYAMA, T.; HARA, T.; TADAKI, Y. Patterns of Trunk Diameter, Tree Height and Crown Depth in Crowded Abies Stands. **Annals of Botany**, v. 65, n. 5, p. 567–574, 1990.

LARJAVAARA, M.; MULLER-LANDAU, H. C. Measuring tree height: a quantitative comparison of two common field methods in a moist tropical forest. (J. Metcalf, Org.) **Methods in Ecology and Evolution**, v. 4, n. 9, p. 793–801, 2013.

LIMA, A. J. N. et al. Allometric models for estimating above- and below-ground biomass in Amazonian forests at São Gabriel da Cachoeira in the upper Rio Negro, Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 277, n. 2012, p. 163–172, 2012.

LORENZI, H. **Árvores brasileiras**: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil. São Paulo: Plantarum, 1992. 368 p.

LORENZI, H. **Árvores brasileiras**: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil. Nova Odessa: Plantarum, v.2, 1998. 352 p.

LORENZI, H. **Árvores brasileiras**: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil. Nova Odessa: Plantarum, v.2, 2002. 368 p.

LORENZI, H.; MATOS, F.J.A. **Plantas medicinais no Brasil**: nativas e exóticas. Nova Odessa: Plantarum, ed. 2, 2008. 544 p.

LOUREIRO, A. A. et al. **Essências madeireiras da Amazônia**. Vol. II. Manaus: INPA/SUFRAMA, 1979. 187 p.

MATTOS, T. do B. **Modelos Não Lineares e suas Aplicações** Thalita do Bem Mattos **Modelos Não Lineares e suas Aplicações**. Curitiba, 2013. Apostila digitada.

MCGAUGHEY, R. J. FUSION/LDV: Software for LIDAR Data Analysis and Visualization. 1. ed. Washington, DC: USDA. 2008.

MELO, L. C. de. et al. Estimativa de biomassa e carbono total para árvores de caixeta no Paraná. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 34, n. 77, p. 21–29, 2014.

MENSAH, S. et al. Height – Diameter allometry in South Africa's indigenous high forests: Assessing generic models performance and function forms. **Forest Ecology and Management**, v. 410, p. 1–11, 2018.

MOLTO, Q. et al. Predicting tree heights for biomass estimates in tropical forests – a test from French Guiana. **Biogeosciences**, v. 11, n. 12, p. 3121–3130, 2014.

NÄSLUND, M. **SKOGSFÖRSÖKSANSTALT ENS GALLRINGSFÖRSÖK I TALLSKOG PRIMÄR BEARBETNING**. 1936. p. 249.

NIKLAS, K. J. The Allometry of Safety-Factors for Plant Height. **American Journal of Botany**, v. 81, n. 3, p. 345, 1994.

NOGUEIRA, E. M. et al. Estimates of forest biomass in the Brazilian Amazon: New allometric equations and adjustments to biomass from wood-volume inventories. **Forest Ecology and Management**, v. 256, n. 11, p. 1853–1867, 2008.

NOGUEIRA, E. M. et al. Tree height in Brazil's 'arc of deforestation': Shorter trees in south and southwest Amazonia imply lower biomass. **Forest Ecology and Management**, v. 255, n. 7, p. 2963–2972, 2008.

PAYANDEH, B. Some Applications Of Nonlinear Regression Models In Forestry Research. **The Forestry Chronicle**, v. 59, n. 5, p. 244–248, 1983.

PÉLLICO NETTO, S.; BEHLING, A. Additivity of tree biomass components using ratio estimate. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 91, n. 3, p. 0–31, 2019.

PÉLLICO NETTO S.; BRENA D.A. **Inventário florestal**. Curitiba: UFPR, UFSM; 1997. 316 p.

POORTER, L. et al. Architecture of 53 Rain Forest Tree Species Differing in Adult Stature and Shade Tolerance. **Ecological Society of America ARCHITECTURE**, v. 84, n. 3, p. 602–608, 2003.

PORTÉ, A.; BARTELINK, H. H. Modelling mixed forest growth: a review of models for forest management. **Ecological Modelling**, v. 150, n. 1–2, p. 141–188, 2002.

PRETZSCH, H. **Forest Dynamics, Growth and Yield**. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 2010. 686 p.

PRODAN, M. **Forest Biometrics**. Munique, Elsevier, 1968. 447 p.

ROZENDAAL, D. M. A. et al. Biodiversity recovery of Neotropical secondary forests. **Science Advances**, v. 5, n. 3, p. 1 - 11, 2019.

ROZENDAAL, D. M. A.; HURTADO, V. H.; POORTER, L. Plasticity in leaf traits of 38 tropical tree species in response to light; relationships with light demand and adult stature. **Functional Ecology**, v. 20, n. 2, p. 207–216, 2006.

SAUNDERS, M. R.; WAGNER, R. G. Height-diameter models with random coefficients and site variables for tree species of Central Maine. **Annals of Forest Science**, v. 65, n. 2, p. 203–203, 2008.

SCOLFORO, H. F. et al. Eucalyptus growth and yield system: Linking individual-tree and stand-level growth models in clonal Eucalypt plantations in Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 432, p. 1–16, 2019.

SOUZA, C. A. M. de. et al. Avaliação de modelos de afilamento não-segmentados na estimação da altura e volume comercial de *Eucalyptus* sp. **Ciência Florestal**, v. 18, n. 3, p. 387, 2008.

SOUZA, C. R. et al. *Ceiba pentandra*. **Embrapa Amazônia Ocidental**, 2005. 22 p.

Ter STEEGE, H. et al. Hyperdominance in the Amazonian Tree Flora. **Science**, v. 342, n. 6156, p. 1–11, 2013.

STERCK, F. J.; BONGERS, F. Ontogenetic changes in size, allometry, and mechanical design of tropical rain forest trees. **American Journal of Botany**, v. 85, n. 2, p. 266–272, 1998.

SULLIVAN, F. B. et al. Comparison of lidar- and allometry-derived canopy height models in an eastern deciduous forest. **Forest Ecology and Management**, v. 406, p. 83–94, 2017. Elsevier.

TEMESGEN, H.; ZHANG, C. H.; ZHAO, X. H. Modelling tree height–diameter relationships in multi-species and multi-layered forests: A large observational study from Northeast China. **Forest Ecology and Management**, v. 316, p. 78–89, 2014.

THOMAS, S. C. Asymptotic Height as a Predictor of Growth and Allometric Characteristics in Malaysian Rain Forest Trees. **American Journal of Botany**, v. 83, n. 5, p. 556 - 566, 1996.

THOMAS S . C.; BAZZAZ, F. A. Asymptotic height as a predictor of photosynthetic characteristics in malaysian rain forest trees. **Ecology**, v. 80, n. 5, p. 1607–1622, 1999.

TROREY, L. G. A. Mathematical method for the construction of diameter height curves based on site. **The Forestry Chronicle**, v. 8, n. 2, p. 121–132, 1932.

URBAN, J. et al. Tree allometry of Douglas fir and Norway spruce on a nutrient-poor and a nutrient-rich site. **Trees**, v. 27, n. 1, p. 97–110, 2013.

VANCLAY, J. K. **Modelling forest growth and yield**. 1994. 634 p.

VIBRANS, A. C. et al. Height-diameter models for three subtropical forest types in southern Brazil. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 39, n. 3, p. 205–215, 2015.

ZIMMERMANN, M. H. **Xylem Structure and the Ascent of Sap**. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 1983. 441 p.

3 MODELAGEM NÃO-PARAMÉTRICA DO AFILAMENTO DE ÁRVORES COM INTERESSE COMERCIAL NA REGIÃO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA

NON-PARAMETRIC TAPERING MODELING OF TREES WITH COMMERCIAL INTEREST IN THE SOUTHWESTERN REGION OF THE BRAZILIAN AMAZON

RESUMO

A modelagem estatística para prever diâmetros ao longo do fuste de espécies comerciais localizadas na região Amazônica brasileira ainda é escassa. Dado o alto valor agregado e, também, as grandes perdas de produtos madeireiros durante a execução da exploração é imprescindível a melhoria dos estimadores para multiprodutos de florestas tropicais, especificamente para a madeira. Neste trabalho, um método de estimação do afilamento dos fustes para espécies comerciais da floresta tropical amazônica brasileira é apresentado, visando tratar apropriadamente o problema de heteroscedasticidade dos resíduos e correlação das variáveis, tendo como objetivo a aplicação da regressão não-paramétrica de Kernel (RKDE) para a modelagem do afilamento. Assim, foram estabelecidas duas hipóteses: i) a regressão não-paramétrica (RKDE) pode descrever o perfil dos fustes de árvores comerciais tropicais da floresta Amazônica brasileira; e: ii) as estimativas de diâmetros por RKDE não diferem estatisticamente das estimativas de diâmetros obtidas por modelos paramétricos. Os dados utilizados procedem de uma área de exploração sob concessão de manejo florestal de baixo impacto localizada na Floresta Estadual do Antimary, Acre. Três modelos de afilamento tradicionalmente utilizados na literatura foram ajustados e, entre eles, foi selecionado o que melhor se ajustou aos dados de acordo com estatísticas de qualidade de ajuste ($s_{yx}\%$, r^2 e gráfico de resíduos) e estatísticas de precisão (Viés, MPE e RMSE). A qualidade de ajuste da RKDE foi avaliada por meio de $s_{yx}\%$, r^2 e gráfico de resíduos. Para seleção do melhor método de ajuste foi aplicada a análise de perfil, utilizando as estimativas do melhor modelo paramétrico e as da RKDE, os quais apresentaram bons resultados nas estatísticas para qualidade de ajuste ($r^2 \geq 0,90$ e $s_{yx} \leq 10\%$), tendo se destacado o modelo de Lee et al. (2003) como o melhor no grupo paramétrico. Pela análise das curvas de perfis detectou-se que apenas a Regressão de Kernel atende as pressuposições (H_1 =paralelismo, H_2 =nível e H_3 =inclinação). A RKDE mostra-se, portanto, adequada para prever o perfil de fustes de espécies comerciais da Amazônia brasileira, pois apresenta precisão nas estimativas compatível com os limites especificados, além de atender os requisitos estatísticos estabelecidos.

Palavras-chave: Regressão de Kernel, Modelagem do afilamento, Perfil de fuste, Espécies comerciais, Manejo florestal madeireiro.

ABSTRACT

Statistical modeling to predict diameters along the stem of commercial species located in the Brazilian Amazon region is still scarce. Given the high added value and the great losses of wood products during the execution of the exploration, it is essential to improve the estimators for tropical forest multiproducts, specifically for wood. In this work, a method of estimating the taper of the stems for commercial species of the Brazilian Amazon rainforest is presented, aiming to properly address the problem of heteroscedasticity of the residues and correlation of the variables, with the objective of applying the non-parametric Kernel regression (RKDE) for taper modeling. Thus, two hypotheses were established: 1) non-parametric regression (RKDE) can describe the profile of the stems of tropical commercial trees in the Brazilian Amazon forest; and: 2) the diameter estimates by RKDE do not differ statistically from the diameter estimates obtained by parametric models. The data used come from an exploration area under low impact forest management concession located in the State Forest of Antimary, Acre. Three taper models traditionally used in the literature were fitted and, among them, the one that best fit to data was selected according to fit quality statistics (s_{yx} %, r^2 , and residuals graph) and precision statistics (Bias, MPE and RMSE). The fit quality of the RKDE was assessed using s_{yx} %, r^2 , and a residual graph. To select the best fit method, profile analysis was applied, using the estimates of the best parametric model and those of the RKDE, which showed good results in the statistics for fit quality ($r^2 \geq 0,90$ and $s_{yx} \leq 10\%$), and the model by Lee et al. (2003) as the best in the parametric group. By analyzing the profile curves, it was found that only Kernel Regression meets the assumptions (H_1 =parallelism, H_2 =level e H_3 =inclination). The RKDE, therefore, is shown to be adequate to predict the profile of species of commercial species in the Brazilian Amazon, as it presents precision in the estimates compatible with the specified limits, in addition to meeting the established statistical requirements.

Keywords: Kernel regression, Taper modeling, Stem profile, Commercial species, Timber forest management.

3.1 INTRODUÇÃO

O desenvolvimento de estratégias de manejo que permitam estimar a produção de florestas tropicais tem sido historicamente um desafio para os profissionais (LÓPEZ-MARTÍNEZ et al., 2019), principalmente devido à alta complexibilidade desses ecossistemas (MCROBERTS et al., 2015). Essas florestas também fornecem uma gama de serviços ecossistêmicos, incluindo serviços de apoio à população e à fauna do local, regulação climática e culturais (HANSEN et al., 2010; MEA, 2005).

O manejo florestal madeireiro é uma das atividades econômicas de maior importância na Amazônia brasileira (ASNER et al., 2005). Em 2018, a produção de madeira foi superior a 11 milhões de m³ (IBGE, 2018). Apesar da ocorrência de um grande número de espécies arbóreas, a maioria delas se distribui no ecossistema de maneira rara ou agregada (CONDIT et al., 2000), em que apenas um pequeno número delas é de interesse comercial com elevado valor de sua madeira (UHL et al., 1997; CUNHA et al., 2016).

As informações acuradas sobre o volume de árvores e povoamentos são necessárias para: *i*) identificar áreas potenciais para a produção sustentável; *ii*) permitir atividades de manejo sustentável; e *iii*) conservação das florestas tropicais (NUNES; GÖRGENS, 2016; CYSNEIROS et al., 2017). A aplicação de modelagem tradicional visa por décadas melhorar a estimativa de volume (NUNES; GÖRGENS 2016), ao passo que equações de volume, tanto para árvores individuais como por unidades de área são comumente utilizadas (BURKHART; TOMÉ 2012).

São várias as equações para estimativas de volume e biomassa desenvolvidas para combinações de espécies tropicais (HIRATSUKA et al., 2005; KHUN et al., 2008; HERYATI et al., 2011; YUEN et al., 2016; BASTIN et al., 2018), porém equações para estimar o volume comercial de árvores da Amazônia brasileira ainda são escassas, sendo que as poucas existentes são das décadas de 1980 e 1990 (FUNTAC, 1990), em contraste com o grande número de equações para obtenção do volume em outras fitofisionomias do Brasil (CHICHORRO et al., 2003; SOARES et al., 2011; MIRANDA et al., 2015; CORREIA et al., 2017).

A seleção de um método apropriado é, portanto, fundamental para se obter estimativas de volume com acuracidade (NUNES; GÖRGENS, 2016). A aplicação de modelos que descrevem os perfis dos fustes é uma alternativa à utilização de modelos

volumétricos em espécies nativas comerciais da Amazônia brasileira, que ainda é incipiente, principalmente para espécies de alto valor comercial (FLEWELLING, 2007; ZAKRZEWSKI, 2011; LÓPEZ-MARTÍNEZ et al., 2019), permitindo obter estimativas de volume total e por seções do fuste para árvores das florestas nativas com maior acurácia (ZAKRZEWSKI, 2011; CUSHMAN et al., 2014), tornando-se importantes ferramentas para gestores e pesquisadores florestais, além de melhorar o aproveitamento da madeira (ZAKRZEWSKI, 2009; VER PLANCK; MACFARLANE, 2014; LÓPEZ-MARTÍNEZ et al., 2019).

Um problema comum na modelagem florestal, especialmente na calibração e aplicação de equações de volume e afilamento, diz respeito a existência de heteroscedasticidade (PARRESOL, 1993), o que ocasiona estimativas não-mínimas do parâmetro variância e intervalos de confiança não válidos (LÓPEZ-MARTÍNEZ et al., 2019). Ainda, é esperada a presença de autocorrelação, pois os dados utilizados para ajustar as equações compõem-se de várias medidas ao longo do mesmo fuste, ou seja, de dados hierárquicos, o que viola a presunção de erro independente (ZIMMERMAN et al., 2001).

Modelos de afilamento representam o perfil do fuste das árvores, principalmente por descrever sólidos de revolução (KOZAK et al., 1969; DEMAERSCHALK, 1971; ORMEROD, 1973; MAX; BURKHART, 1976; KOZAK, 1988), que variam de regressão polinomial, não-lineares, mistos e multivariados (ROJO et al., 2005; LAPPI, 2006; KUBLIN et al., 2008; LANSSANOVA et al., 2019).

Soluções analíticas clássicas são matematicamente atraentes (M'HIRIT; POSTAIRE, 1985), no entanto, escolher a forma analítica do modelo paramétrico para ajuste de curvas é sempre um problema crítico sem uma solução satisfatória (M'HIRIT; POSTAIRE, 1985), podendo ser creditado à alta variabilidade da forma dos fustes. Portanto, os modelos de predição de diâmetros devem ser flexíveis para a estimativa da forma do fuste e, também, que garantam uma extrapolação confiável de formas e dimensões não consideradas na estrutura dos dados.

As árvores de florestas tropicais normalmente apresentam muitas variações quanto a forma do seu fuste, variando por espécies e, até mesmo, entre árvores da mesma espécie, podendo receber influência edafoclimática, da posição sociológica, idade e também de tratamentos silviculturais (BORSOI, 2004). Assim, é possível questionar sobre qual a melhor técnica para modelar o afilamento dos fustes de árvores comerciais da Amazônia brasileira.

A utilização de métodos paramétricos muitas vezes fica condicionada à estatísticas de boa qualidade de ajuste em modelos de regressões (DEMAERSCHALK, 1971; GOODWIN, 2009), enquanto que características de operacionalidade matemática não é valorizada. Isso diminui significativamente o potencial de incorporar métodos que expressem a realidade, visando ampliar a incorporação de novas informações sobre o fenômeno em estudo (ZAKRZEWSKI, 1999; 2009; 2011).

Os métodos não-paramétricos, como a regressão de Kernel, se adaptam à forma dos perfis dos fustes, portanto não requer conhecimento prévio sobre a forma do fuste (BI, 2000; MARQUETTI; VIALI, 2004; ROJO et al., 2005; LÓPEZ-MARTÍNEZ et al., 2019), além de não exigirem alguns pressupostos estatísticos que a regressão paramétrica exige, como: a normalidade, a colinearidade em um sistema de modelagem e permitem lidar com a não linearidade, devido a realização de estimativas em cada núcleo (*kernel*) e não intervalar como ocorre na regressão paramétrica. Essas importantes condicionantes configuram vantagens para o uso da Regressão de Kernel (RKDE), o que a torna uma ferramenta capaz de modelar relações alométricas da floresta com precisão (CLEVELAND; GROSSE, 1991; CLEVELAND; LOADER, 1996; NUNES; GÖRGENS, 2016).

Considerando a necessidade de estimadores que consigam representar com maior precisão os valores observados dos perfis dos fustes de árvores tropicais, mais especificamente na floresta Amazônica brasileira, este trabalho teve como objetivo: 1) aplicar o método de regressão não-paramétrica de Kernel (RKDE) na predição de diâmetros (d_i) em qualquer altura de árvores comerciais para uma floresta de terra firme na Amazônia brasileira; e 2) comparar as estimativas da regressão de Kernel com equações de regressão paramétrica. Para isso, duas hipóteses foram formuladas: *i*) a regressão não-paramétrica pode ser utilizada para representar o perfil dos fustes de árvores comerciais da floresta Amazônica brasileira; e *ii*) as estimativas da regressão de Kernel não diferem estatisticamente das obtidas por modelos paramétricos.

3.2 MATERIAL E MÉTODOS

3.2.1 ÁREA DE ESTUDO

O estudo foi realizado na Floresta Estadual do Antimary (FEA), localizada nos municípios de Sena Madureira e Bujari, estado do Acre, região sudoeste da Amazônia Ocidental Brasileira (68° 23' W; 9° 13'; 9° 31' S). A área total da FEA é de 45.686,56 ha, com 28.643,24 ha destinados à área de efetivo manejo florestal (THAINES, 2015), sendo dividida em 16 unidades de produção anual (UPAs). A exploração na área ocorreu no ano de 2016, utilizando um modelo digital de exploração florestal de impacto reduzido, descrito por d'Oliveira et al. (2012) e Figueiredo et al. (2018).

Os dados utilizados neste estudo são oriundos de 417 árvores exploradas comercialmente na FEA. O banco de dados inclui um total de 5.689 medições para 26 espécies: *Amburana acreana* (Ducke) A.C.Sm.; *Ampelocera ruizii* Klotzsch; *Apuleia leiocarpa* (Vogel) J.F.Macbr.; *Aspidosperma vargasii* A.DC.; *Astronium lecointei* Ducke; *Barnebydendron riedelii* (Tul.) J.H.Kirkbr.; *Buchenavia viridiflora* Ducke; *Caryocar glabrum* (Aubl.) Pers.; *Schizolobium parahyba* var. *amazonicum* (Huber ex Ducke) Barneby; *Castilla ulei* Warb.; *Cedrela odorata* L.; *Ceiba samauma* (Mart.) K.Schum.; *Clarisia Ruiz & Pav.*; *Couratari oblongifolia* Ducke & Kunth; *Dipteryx odorata* (Aubl.) Willd.; *Enterolobium schomburgkii* (Benth.) Benth.; *Eschweilera coriacea* (DC.) S.A.Mori; *Handroanthus serratifolius* (Vahl) S.Grose; *Hymenaea oblongifolia* Huber; *Manilkara bidentata* subsp. *surinamensis* (Miq.) T.D.Penn.; *Pseudopiptadenia suaveolens* (Miq.) J.W.Grimes; *Platymiscium trinitatis* Benth.; *Pouteria pachyphylla* T.D.Penn.; *Qualea tessmannii* Mildbr.; *Sterculia pruriens* (Aubl.) K.Schum.; e *Terminalia oblonga* (Ruiz & Pav.) Steud.

As árvores mensuradas foram selecionadas de acordo com o critério de pré-seleção utilizado no plano de manejo da área descrito por Thaines (2015). As seguintes variáveis foram coletadas: diâmetro a 1,3 m do solo em centímetros (d) ou diâmetro de referência quando da presença de sapopemas (d_r); altura total em metros (h_t); altura comercial em metros (h_c), sendo definida no ponto de inversão morfológica de cada indivíduo medido; diâmetros com casca ao longo do fuste em centímetros (d_i) nas posições de alturas fixas (h_i) de 0,3 m; 0,9 m; 1,3 m; 2,0 m; 2,3 m e a cada 2 m até a altura comercial (ponto de inversão morfológica), seguindo as especificações para aplicação do método de cubagem de Smalian.

3.2.2 MODELAGEM ESTATÍSTICA DO AFILAMENTO

Com os dados de cubagem das 26 espécies comercialmente exploradas na FEA, foram calculadas estatísticas descritivas (média, desvio padrão, erro padrão, erro de amostragem relativo e coeficiente de variação) das variáveis d e h_i , as quais estão apresentadas na TABELA 3.1. A normalidade dos dados foi averiguada aplicando-se o teste de Shapiro-Wilk a 95% de probabilidade.

Gráficos de dispersão (FIGURA 3.1 e FIGURA 3.2) do diâmetro relativo (d_i) dividido por d (DID), em relação a razão altura relativa (h_i) por h_t (HIH), foram efetuados para se detectar a ocorrência de dados anormais, assim como descrito por Bi (2000) e López-Martínez et al. (2019).

Os modelos de afilamento descritos por Schöpfer (1966) (22), Lee et al. (2003) (23) e Max e Burkhardt (1976) (24) foram ajustados utilizando o método dos mínimos quadrados não lineares (*Non-linear least squares* - NLLS), por meio do procedimento NLIN do programa SAS/STAT® 9.4.

$$\frac{d_i}{d} = \left[\beta_0 + \beta_1 \left(\frac{h_i}{h_t} \right) + \beta_2 \left(\frac{h_i}{h_t} \right)^2 + \beta_3 \left(\frac{h_i}{h_t} \right)^3 + \beta_4 \left(\frac{h_i}{h_t} \right)^4 + \beta_5 \left(\frac{h_i}{h_t} \right)^5 \right] \quad (22)$$

$$d_i = \beta_0 d^{b_1} \left[1 - \left(\frac{h_i}{h_t} \right) \right]^{\beta_2 \left(\frac{h_i}{h_t} \right)^2 + \beta_3 \left(\frac{h_i}{h_t} \right) + \beta_4} \quad (23)$$

$$\left(\frac{d_i}{d} \right)^2 = \beta_1 \left[\left(\frac{h_i}{h_t} \right) - 1 \right] + \beta_2 \left[\left(\frac{h_i}{h_t} \right)^2 - 1 \right] + \beta_3 \left[\beta_5 - \left(\frac{h_i}{h_t} \right)^2 \right] * I_1 + \beta_4 \left[\beta_6 - \left(\frac{h_i}{h_t} \right)^2 \right] * I_2 \quad (24)$$

Em que d_i é o diâmetro em centímetros ao longo do fuste; d é o diâmetro em centímetros a 1,3 m do solo; h_i é a altura em metros ao longo do fuste; h_t é a altura total em metros da árvore; $\beta_1; \beta_2; \dots; \beta_n$ são parâmetros dos modelos; $I_1 = 1$ se $\frac{h_i}{h_t} \leq \beta_5$, ao contrário $I_1 = 0$; $I_2 = 1$ se $\frac{h_i}{h_t} \leq \beta_6$, ao contrário $I_2 = 0$.

Esses modelos foram selecionados devido suas distintas estruturas matemáticas, em que o modelo de Schöpfer (1966) é representado por um polinômio de 5º. O modelo de Lee et al. (2003) representa um modelo com expoente de forma variável, ao passo que o modelo de Max e Burkhardt (1976) assume a forma de um polinômio segmentado.

A qualidade de ajuste dos modelos paramétricos foram avaliadas segundo as estatísticas: análise gráfica dos resíduos em centímetros e porcentagem ($R_{\%}$); pseudo-coeficiente de determinação (r^2), o qual é dado pelo quadrado do coeficiente

de correlação linear de Pearson (r) entre os valores observados e estimados; erro padrão da estimativa em porcentagem ($s_{yx}\%$); e significância dos coeficientes de regressão, por meio de teste t , ao nível de 95% de probabilidade.

Complementarmente, foram calculadas estatísticas que avaliam a precisão das estimativas dos diâmetros ao longo do fuste, por meio das estatísticas: Viés (25), erro percentual médio (*Mean Percentage Error* - MPE) (26) e raiz quadrada do erro médio (*Root Mean Square Error* – RMSE) (27), para auxiliar a escolha do melhor modelo paramétrico, conforme metodologia usada por Kuželka e Marušák (2014), Mensah et al. (2018), e Péllico Netto e Behling (2019).

$$\text{VIÉS} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i) \quad (25)$$

$$\text{MPE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\frac{(y_i - \hat{y}_i)}{y_i} \right]^2 100 \quad (26)$$

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2} \quad (27)$$

Em que: y_i é variável observada; \hat{y}_i é variável estimada; n é número de observações; MPE é erro percentual médio; e RMSE é raiz quadrada do erro médio.

A seleção da melhor equação paramétrica foi realizada por meio do valor ponderado (VP), determinado pela soma do ranqueamento das estatísticas de precisão, em que o valor 1 foi atribuído ao melhor resultado de cada estatística e o valor 3 ao pior resultado de cada estatística, portanto a equação selecionada foi a que apresentou o menor VP.

A regressão de Kernel é uma abordagem alternativa para modelar dados que não apresentam linearidade intrínseca (DEVEAUX et al. 1997; JAMES et al., 2013). O conceito principal da regressão de Kernel é ajustar modelos de regressão (linear ou múltipla) pelo método de mínimos quadrados ordinários (MMQO) e suas variações, utilizando apenas um pequeno subconjunto de dados (y_i), os quais são localizados próximos ao ponto central (h_i) de referência (CLEVELAND, 1979; CLEVELAND; GROSSE, 1991; CLEVELAND; LOADER, 1996; JAMES et al., 2013).

O algoritmo de ajuste da regressão de Kernel utilizado no presente trabalho foi dividido em quatro passos principais para ajuste e um para estimar as variáveis

dependentes, assim como descrito por Nadaraya (1964) e Watson (1964). A sequência foi definida pelos seguintes passos:

Passo 1 – O modelo

Supondo que y_i , para $i = 1 \dots n$, sejam observações da variável dependente (*DID*) e x_i , para $i = 1 \dots n$, são observações de n variáveis independentes (*HIH*), o modelo para regressão de Kernel é dado por (28):

$$y_i = f(x_i) + \varepsilon_i \quad (28)$$

Em que y_i é a relação entre d_i e d ; $f(x_i)$ é a função no Kernel (29); ε_i são erros independentes e normalmente distribuídos com média 0 e variância σ^2 .

As variáveis selecionadas para se efetuar os ajustes da regressão de Kernel são, portanto, as relações *DID* como variável dependente e *HIH* como variável independente.

Passo 2 – Especificação da função no Kernel

A função $f(x_i)$ quadrática (29) foi selecionada para a estimativa dos *DID* em cada *HIH* medido.

$$f(x) = \alpha_0 + \alpha_1 HIH + \alpha_2 HIH^2 \quad (29)$$

Em que: α_0 , α_1 e α_2 são os parâmetros da equação quadrática no Kernel; *HIH* é a relação h_i/h_t no Kernel.

Passo 3 – Escolha do método de ajuste

A regressão de Kernel para obter um valor predito em determinado ponto no espaço do preditor $f(x_i)$ é efetuado utilizando o MMQO, o qual usa todos os pontos em uma vizinhança local do Kernel determinada pela largura de banda (λ). Para tornar o método computacional mais ágil e facilitar a execução do Passo 4, foi utilizada a amostragem em Árvore k-d (*kd tree*), a qual consiste em selecionar uma amostra representativa dos Kernels (CLEVELAND et al., 1988; CLEVELAND; LOADER, 1996).

Passo 4 – Escolha da largura da banda (λ)

Segundo Cleveland e Loader (1996), a largura da banda (λ) a ser selecionada tem forte interação com a família do polinômio escolhido para os ajustes locais (Passo 2), sendo assim, a seleção de “ λ ” foi efetuada visando minimizar o quadrado médio do erro ($\bar{\sigma}^2$), incluindo uma função de penalidade projetada para diminuir com o aumento da suavidade do ajuste. Esses critérios visaram incorporar a robustez do ajuste e a complexidade do modelo.

O critério de validação cruzada generalizada (GCV) (30) descrito por Craven e Wahba (1978) foi utilizado no presente estudo para efetuar a seleção de “ λ ”, sendo a busca por processos iterativos limitada no intervalo de 0,1 – 1,0, sendo selecionado o “ λ ” que minimizar o valor de GCV .

$$GCV = \frac{n\bar{\sigma}^2}{(n - \text{Trace}(L))^2} \quad (30)$$

$$L = \hat{y}/\underline{y} \quad (31)$$

Em que: n é o número de observações; $\bar{\sigma}^2$ é o quadrado médio do erro; L é a matriz de suavização; \underline{y} é o vetor de valores observados; \hat{y} é o vetor dos valores estimados da variável dependente.

Passo 5 – Predição de diâmetros(d_i) em diferentes posições(h_i)

A predição dos diâmetros ao longo do fuste em determinadas posições específicas de h_i foi efetuada criando uma matriz de dados que contemple o número da árvore (n), o valor do diâmetro a 1,3 m do solo (d), a altura total (h_t), a altura ao longo do fuste (h_i) da qual se quer obter a predição e a relação entre a altura ao longo do fuste e altura total (HHH). Como o método de Kernel é uma regressão que representa os dados observados, ao aplicá-lo para obter as estimativas de perfis de fustes para novos conjuntos de dados é necessário dispor do conjunto de dados de ajuste, uma vez que a técnica executa as estimativas sobre as probabilidades dos dados observados. O ajuste da regressão de Kernel junto com as estimativas para novos dados foi realizado utilizando o procedimento LOESS do SAS/STAT® 9.4.

A qualidade de ajuste do modelo não-paramétrico de Kernel foi avaliada por meio das estatísticas de análise gráfica dos resíduos em centímetros (R_{cm}) e da porcentagem ($R_{\%}$); pseudo-coeficiente de determinação (r^2), o qual é dado pelo

quadrado do coeficiente de correlação linear de Pearson (r) entre os valores observados e estimados.

Com o melhor modelo selecionado da família paramétrica e obtida boa qualidade de ajuste de RKDE, pode-se proceder a análise estatística para verificação de significância estatística da diferença entre as predições destes dois modelos de afilamento e os dados observados, utilizando-se a análise de perfil, como descrita por Rencher (2002) e Singer et al. (2012).

A análise de perfil avalia três hipóteses formuladas a seguir:

H_1 - Hipótese de paralelismo.

A hipótese H_1 tem como prerrogativa avaliar se dois perfis são semelhantes em aparência, ou seja, eles são paralelos em suas seções. Para tanto, a hipótese de paralelismo (H_1) das curvas pode ser expressa como apresentado em (32).

$$H_1 : \mu_{1j} - \mu_{1j-1} = \mu_{2j} - \mu_{2j-1} \quad (32)$$

Em que: $j = 2, 3, \dots, p$; μ_{1j} é a média do grupo 1 na linha j ; $\mu_{1,j-1}$ é a média do grupo 1 na linha $j-1$; μ_{2j} é a média do grupo 2 na linha j ; $\mu_{2,j-1}$ é a média do grupo 2 na linha $j-1$.

H_2 - Hipótese de Nível.

A hipótese H_2 tem como prerrogativa avaliar se dois perfis estão dispostos em um mesmo nível quando plotados em um plano cartesiano. Pode ser expresso em termos do nível médio do grupo 1 em relação ao nível médio do grupo 2 como descrito em (33).

$$H_2 : \frac{\mu_{11} + \mu_{12} + \dots + \mu_{1p}}{p} = \frac{\mu_{21} + \mu_{22} + \dots + \mu_{2p}}{p} \quad (33)$$

Em que p é o número de variáveis em cada grupo; μ_{11} , μ_{12} e μ_{1p} são as médias em cada p para o grupo 1; e μ_{21} , μ_{22} e μ_{2p} são as médias em cada p para o grupo 2.

H_3 - Hipótese de Inclinação (*flatness hypothesis*).

A hipótese H_3 tem como prerrogativa avaliar se os perfis são paralelos aos eixos das abscissas. Para expressar a hipótese H_3 de uma maneira adequada é preciso considerar que a média do grupo 1 e grupo 2 são iguais (34) e (35).

$$H_3 : \frac{1}{2}(\mu_{11} + \mu_{21}) = \frac{1}{2}(\mu_{12} + \mu_{22}) = \dots = \frac{1}{2}(\mu_{1p} + \mu_{2p}) \quad (34)$$

ou

$$H_3 : \frac{1}{2}C(\mu_1 + \mu_2) = 0 \quad (35)$$

Em que C é a matriz de contraste (36).

$$C = \begin{bmatrix} -1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -1 & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (36)$$

Os perfis comparados foram gerados por meio da união dos pontos de cubagem (perfil do fuste), sendo utilizadas as seguintes alturas: 0,3 m (secção 1); 0,9 m (secção 2); 1,3 m (secção 3); 2,0 m (secção 4); 2,3 m (secção 5); 4,3 m (secção 6); 6,3 m (secção 7); 8,3 m (secção 8); 10,3 m (secção 9); 12,3 m (secção 10); 14,3 m (secção 11); 16,3 m (secção 12); 18,3 m (secção 13); e 20,3 m (secção 14). Essas posições foram selecionadas devido ao número de árvores que representam, pois com a utilização de posições superiores o número de árvores amostras seria muito reduzido.

3.3 RESULTADOS

O desvio padrão (s) calculado para d foi de 17,66 cm. O coeficiente de variação do diâmetro ($cv\%$) foi 20,71 %, enquanto o erro amostral (E_r) encontrado foi de 1,99%. As estatísticas descritivas para h_i revelaram um erro de amostragem baixo (0,84%), bem como do coeficiente de variação (8,71%) (TABELA 3.1).

TABELA 3.1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS DIÂMETRO DE REFERÊNCIA E ALTURA TOTAL PARA ESPÉCIES CUBADAS EM ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

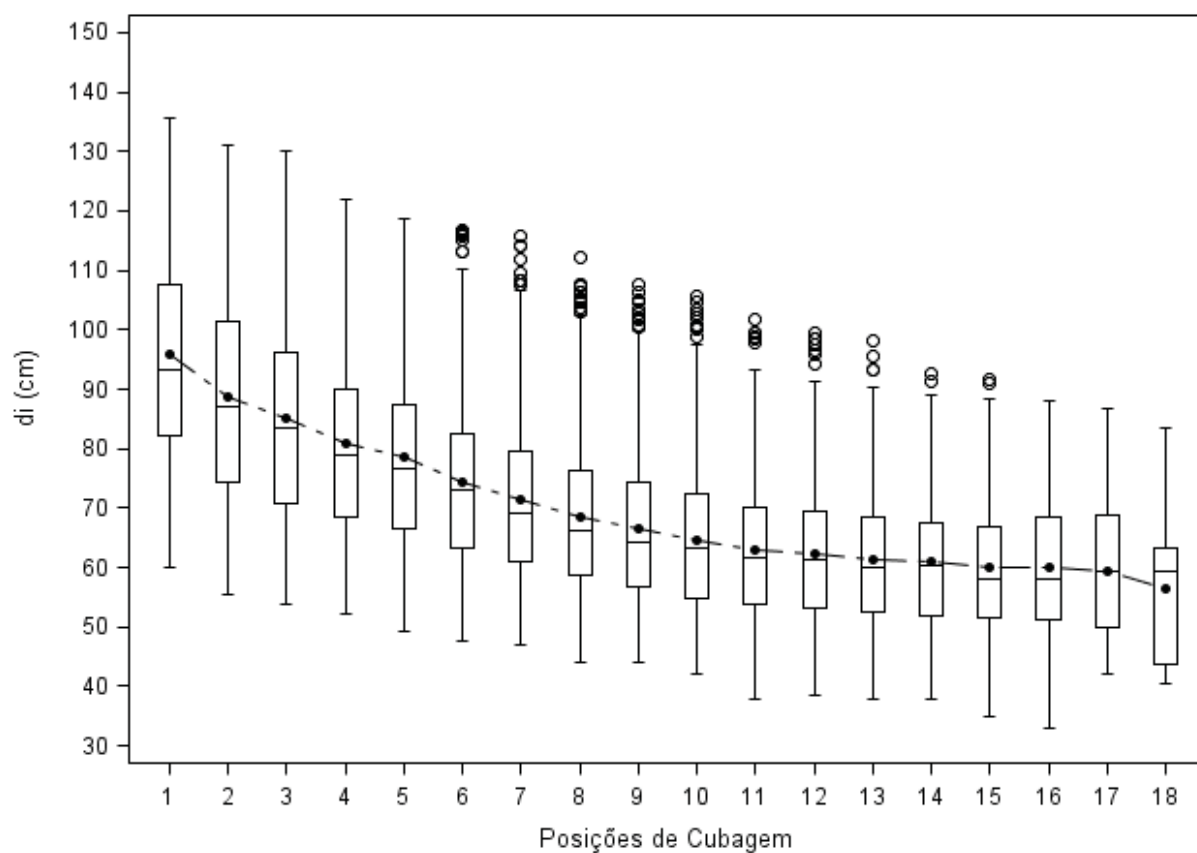
Variável	\bar{x}	s	$s_{\bar{x}}$	E_r	$cv\%$	n
d (cm)	85,26	17,66	0,86	1,99	20,71	417
ht (m)	34,66	3,02	0,15	0,84	8,71	417

FONTE: O autor (2020)

Em que: \bar{x} é média aritmética; s é desvio padrão; $s_{\bar{x}}$ é erro padrão; E_r é erro de amostragem relativo; $cv(\%)$ é coeficiente de variação; e n é número de observações.

Os dados de d_i estão apresentados na FIGURA 3.1, cujos diagramas de caixa (“*boxplot*”) para cada posição de cubagem efetuada foram devidamente configurados. Todas as posições de cubagem para a variável d_i apresentaram distribuição simétrica, o que corresponde a uma distribuição normal também comprovada pelo teste de Shapiro-Wilk ($p \geq 0.05$). Nas posições centrais foram, entretanto, verificados pontos que estenderam a cauda da distribuição para a direita não sendo considerados *outliers*.

FIGURA 3.1 - DIAGRAMA DE CAIXA DOS DADOS DE DIÂMETRO POR POSIÇÃO DE CUBAGEM COM A LINHA MÉDIA EM ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

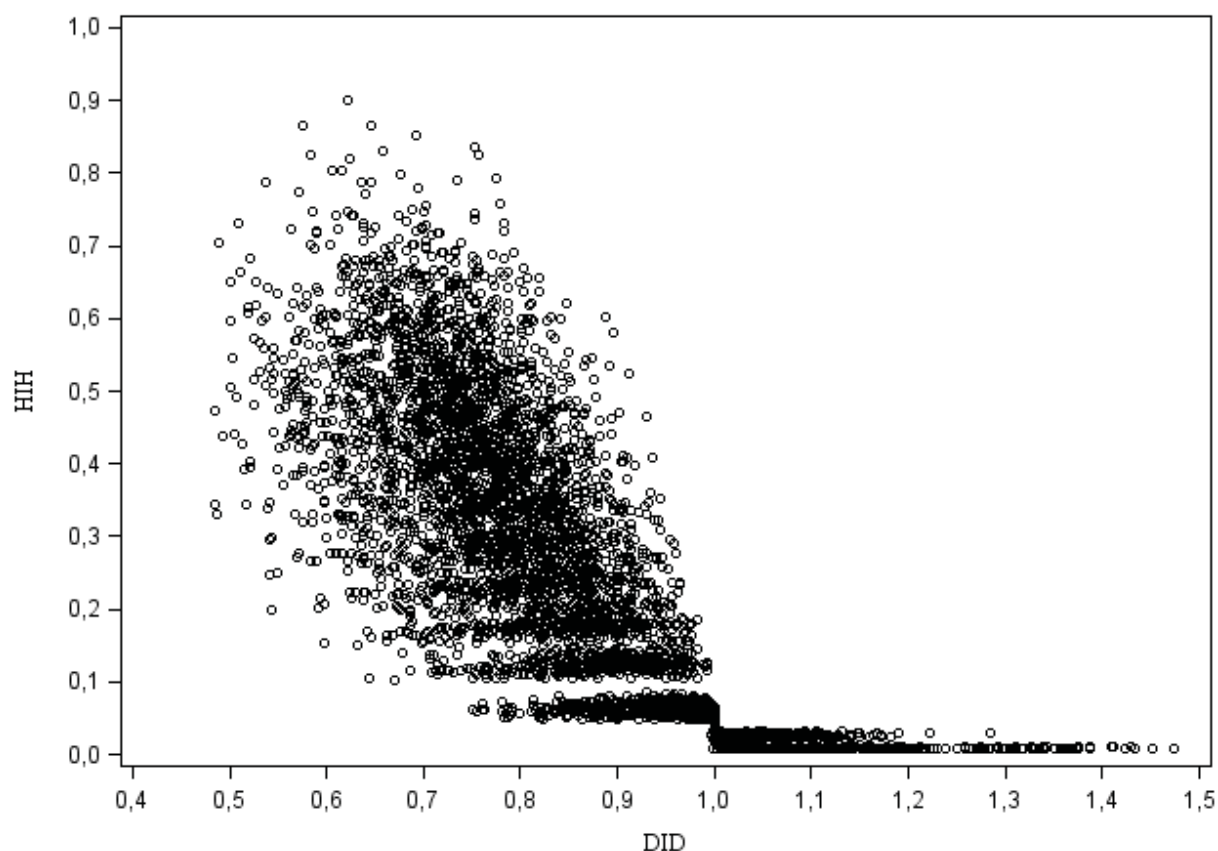


FONTE: O autor (2020)

Em que d_i é o diâmetro medido ao longo do fuste.

Na FIGURA 3.2 está apresentada a dispersão dos dados de cubagem para todas as árvores cubadas utilizadas no presente estudo. Assim, duas posições relativas (HIH) apresentaram as maiores amplitudes de pontos, ou seja, a base (de 0 a 0,1) e a posição central (de 0,3 a 0,5).

FIGURA 3.2 - PONTOS DE CUBAGEM RELATIVOS DE HIH POR DID PARA TODAS AS ÁRVORES CUBADAS EM ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.



FONTE: O autor (2020)

Em que: HIH é a relação da altura ao longo do fuste com a altura total; e DID é a relação do diâmetro ao longo do fuste com o diâmetro a 1,3 m do solo.

As estimativas dos parâmetros e as estatísticas de qualidade de ajuste dos modelos paramétricos selecionados estão apresentados na TABELA 3.2. Esses modelos apresentaram seus parâmetros estimados a 95% de probabilidade de significância.

TABELA 3.2 - VALORES DOS PARÂMETROS ESTIMADOS E ESTATÍSTICAS DE QUALIDADE DE AJUSTE PARA MODELOS PARAMÉTRICOS AJUSTADOS COM DADOS DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

Equação	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	b_6	n	r^2	S_{yx} %
Eq. 1	1,147	-4,356	23,305	-61,527	74,495	-33,261	-	5689	0,939	9,0
Eq. 2	2,022	0,863	3,044	-4,529	2,101	-	-	5689	0,939	8,6
Eq. 3	-	12,060	-7,990	71,210	8,881	0,080	0,753	5689	0,938	9,2

FONTE: O autor (2020)

Em que: $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n$ são os parâmetros dos modelos paramétricos ajustados; n é o número de observações; r^2 é o pseudo-coeficiente de determinação; e $s_{yx} \%$ é o erro padrão da estimativa em porcentagem.

Os modelos de Schöpfer e Lee et al. (2003) apresentaram valores de r^2 semelhantes (0,939) e superiores ao de Max e Burkhardt (0,938), porém todos considerados altos ($r^2 > 0,9$). O erro padrão da estimativa variou de 8,6% a 9,2%.

Na TABELA 3.3 estão apresentadas as estatísticas de precisão. A Equação (23) apresentou os melhores resultados para as estatísticas de Viés (0,03) e RMSE (6,30), enquanto a Equação (22) apresentou o melhor valor para a estatística MPE (4,72).

TABELA 3.3 - ESTATÍSTICAS COMPLEMENTARES PARA AVALIAR A PRECISÃO DAS EQUAÇÕES UTILIZADAS PARA PREDIZER PERFIS DE FUSTES DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

Modelo	Equação	VIÉS	MPE	RMSE	n	VP
Schöpfer (1966)	(22)	-0,48 (2)	4,72 (1)	6,59 (2)	5689	5
Lee et al. (2003)	(23)	0,03 (1)	4,74 (2)	6,30 (1)	5689	4
Max e Burkhardt (1976)	(24)	-0,72 (3)	4,79 (3)	6,72 (3)	5689	9

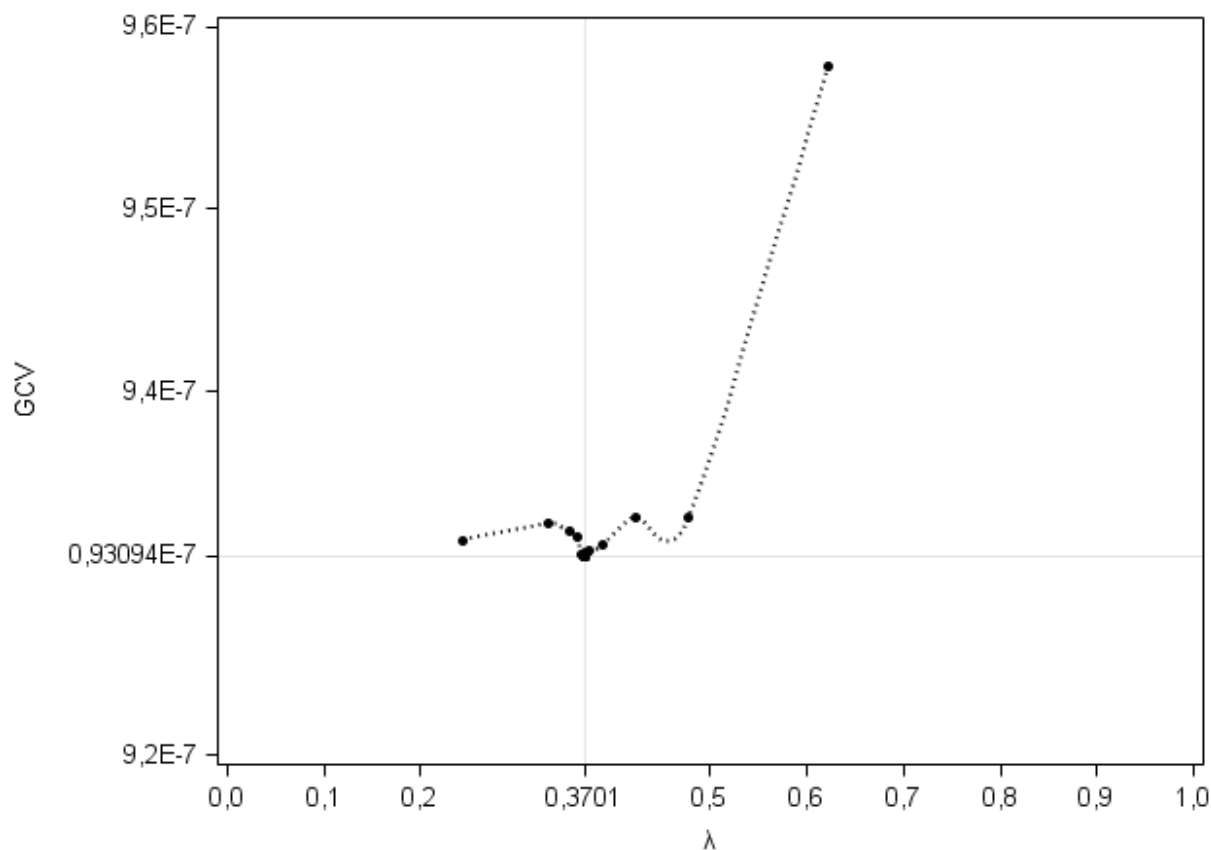
FONTE: O autor (2020)

Em que: MPE é o erro percentual médio em porcentagem; RMSE é raiz quadrada do erro médio; e n é o número de observações.

Os resultados das estatísticas de precisão, cujo valor mínimo para VP foi igual a 4, indicou a seleção da Equação (23) pelos melhores resultados obtidos entre as equações paramétricas testadas, portanto a escolhida para ser comparada com a RKDE.

O critério de validação cruzada generalizada (GCV) foi selecionado no intervalo λ de 0 – 1, porém somente resultou em convergência no intervalo de 0,24372 a 0,694 (FIGURA 3.3), tendo sido selecionado o menor valor de GCV. Os valores de GCV que permaneceram no intervalo para λ de 0,31663 a 0,4335 resultaram em baixa amplitude de variação, os quais variaram de $9,3094 \times 10^{-7}$ a $9,3311 \times 10^{-7}$. O parâmetro de suavização (λ) selecionado foi de 0,3701, quando o valor de GCV foi $9,3094 \times 10^{-7}$.

FIGURA 3.3 - SELEÇÃO OTMIZADA DO CRITÉRIO DE VALIDAÇÃO CRUZADA NA SELEÇÃO DA LARGURA DE BANDA, PARA OBTENÇÃO DO PARAMETRO DE MELHOR SUAVIZAÇÃO (λ).



FONTE: O autor (2020)

Em que: GCV é o critério de validação cruzada generalizada; e λ é o valor da janela de ajuste .

Com a seleção de λ ótimo (0,3701), foi possível efetuar o ajuste da RKDE (TABELA 3.4). A amostragem em Árvore k-d (*kd tree*) obtida no Passo 3 totalizou em 17 pontos amostrais no fuste, em que cada Kernel é influenciado por 2.105 pontos de cubagem. O valor de r^2 (0,936) pode ser considerado um ótimo ajuste, assim como o valor do erro padrão da estimativa (9,1%) considerado inferior ao padrão especificado de precisão ($s_{yx} \% \leq 10\%$).

TABELA 3.4 - PARÂMETROS DE AJUSTE DA REGRESSÃO DE KERNEL UTILIZANDA PARA DESCREVER O PERFIL DO FUSTE DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

Sumário	Valor observado
n	5.689
Pontos amostrados (KD Tree)	17
λ	0,3701
Pontos influentes no Kernel	2.105
SQr	30,02772
Trace[L]	9,62058
GCV	$9,3094 * 10^{-7}$
r^2	0,936
$s_{yx} \%$	9,1%

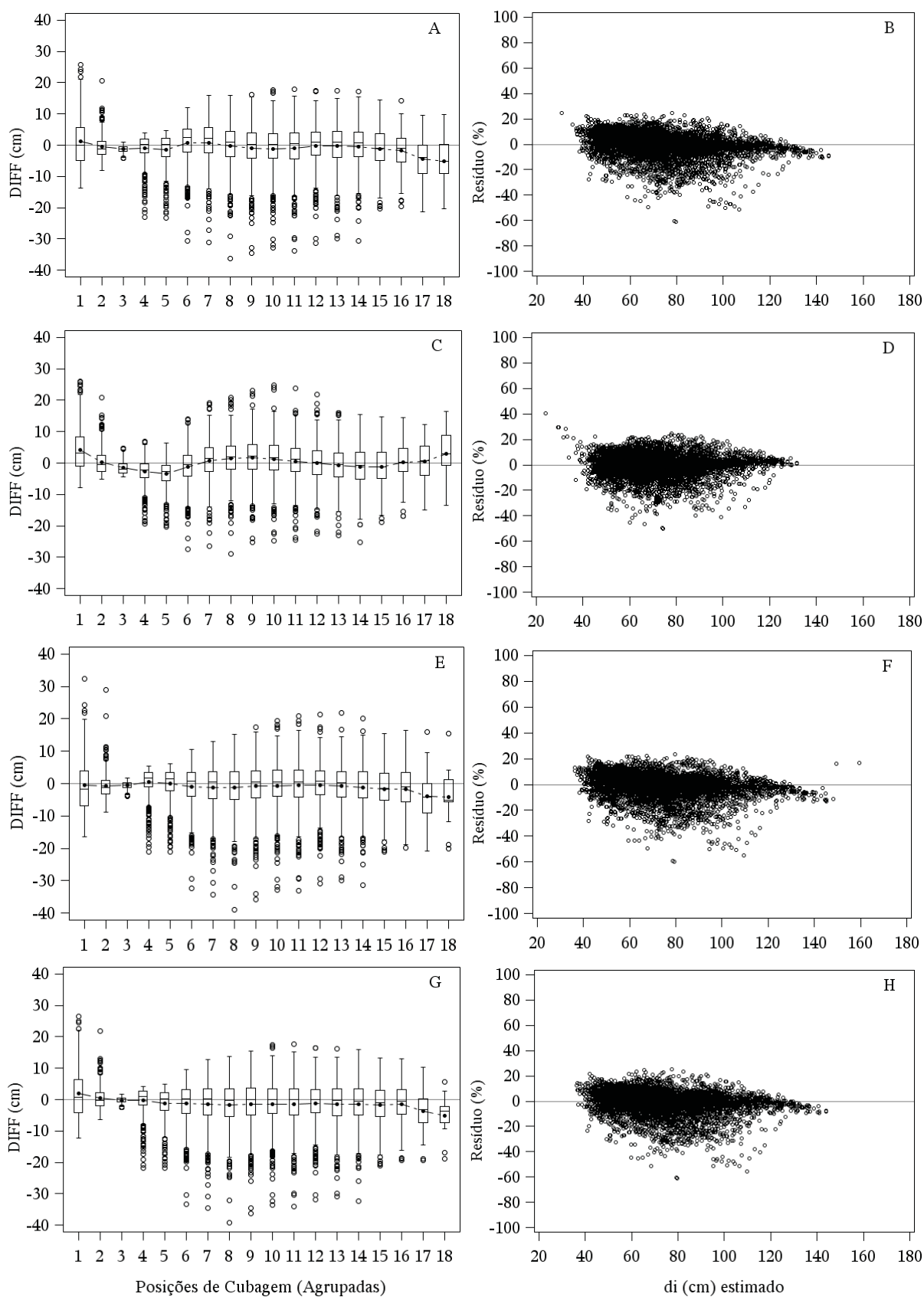
FONTE: O autor (2020)

Em que n é o número de observações; λ é a largura da banda em cada ponto do Kernel; SQr é soma dos quadrados do resíduo; GCV é o critério de validação cruzada generalizada; r^2 é o pseudo-coeficiente de determinação; e $s_{yx} \%$ é o erro padrão da estimativa em porcentagem.

Os resíduos apresentados na FIGURA 3.4 foram plotados em diagramas de caixas por posição de cubagem em valores absolutos (R_{cm}), em que, a diferença entre o diâmetro observado (d_i) subtraído do diâmetro estimado (\hat{d}_i). Adicionalmente, para os resíduos em porcentagem ($R_{\%}$).

A amplitude de variação nas posições intermediarias (4 a 14) foram amplas para todos os modelos, os quais variaram de +24,76 cm (s=10 de LEE et al., 2003) a -39,27 cm (s=8 de Max e Burkhart). Porém, quando analisada a média desses erros, foi perceptível que eles estão próximos a zero.

FIGURA 3.4 - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS ABSOLUTOS E EM PORCENTAGEM DOS MODELOS DE AFILAMENTO PARAMÉTRICOS E NÃO-PARAMÉTRICO DE KERNEL ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.



FONTE: O autor (2020)

LEGENDA: A) diagrama de caixa por posição de cubagem do modelo de Schöpfer (1966). B) Resíduo em porcentagem para o modelo de Schöpfer (1966). C) diagrama de caixa por posição de cubagem do modelo de Lee et al. (2003). D) Resíduo em porcentagem para o modelo de Lee et al. (2003). E) diagrama de caixa por posição de cubagem do modelo de Max e Burkhardt (1976). F) Resíduo em porcentagem para o modelo de Max e Burkhardt (1976). G) diagrama de caixa por posição de cubagem do modelo de Kernel. H) Resíduo em porcentagem para o modelo de Kernel.

Nos gráficos de resíduos em porcentagem é perceptível na FIGURA 3.4.F a presença de uma tendenciosidade pronunciada nos diâmetros maiores, que não ocorre na FIGURA 3.4.B, FIGURA 3.4.F e FIGURA 3.4.H.

A análise de perfil permitiu comparar as curvas dos perfis aos pares, sendo considerado como parâmetro a curva observada e o tratamento a curva estimada por meio das regressões (Equação (23) e RKDE). As estatísticas da análise de perfil dos fustes estão apresentadas na TABELA 3.5.

A análise de perfil de todas as curvas deve ser efetuada com o mesmo número de medidas, sendo assim, foram selecionados 159 fustes que apresentavam estas características comuns.

TABELA 3.5 - ANÁLISE DE PERFIL DOS MODELOS DE AFILAMENTO AJUSTADOS PARA ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

Hipótese	p	n_1	n_2	Equações		$T^2_{0,05,13,316}$	$t_{0,025,316}$
				Eq. (23)	Kernel		
H_1	14	159	159	32,878 *	5,281 ^{ns}	29,865	-
H_2	14	159	159	0,130 ^{ns}	0,092 ^{ns}	-	1,967
H_3	14	159	159	311,715 *	295,595 *	29,865	-

FONTE: O autor (2020)

Em que: p é o número posições de cubagem; n_1 e n_2 é o número de indivíduos para comparação; * é significativa a 95% de probabilidade; ^{ns} é não significantes a 95% de probabilidade; $T^2_{0,05,13,316}$ é valor da estatística de Hotelling; e $t_{0,025,316}$ é o valor da estatística de "student".

A regressão não-paramétrica de Kernel atendeu todas as premissas da análise de perfil, sendo não significativa para paralelismo ($H_1 = 5,281^{ns}$), para o nível ($H_2 = 0,092^{ns}$) e resultou em significância para a inclinação em relação ao eixo das abscissas ($H_3 = 295,595^*$). A regressão paramétrica de Lee et al. (2003) não atendeu a hipótese de paralelismo, apresentando significância ($H_1 = 32,878^*$), a hipótese de

nível foi atendida pela não significância ($H_2 = 0,130^{ns}$) e a hipótese de inclinação em relação ao eixo das abcissas também foi atendida pela ocorrência de significância ($H_3 = 311,715^*$).

3.4 DISCUSSÃO

Avaliando as estatísticas descritivas (TABELA 3.1) para as variáveis d e h_i , pode-se considerar que a amostra é representativa da população, pois, como descrito por Cysneiros et al. (2017) e Ter Steege et al. (2013, 2019), florestas tropicais apresentam alta variabilidade de dados, caracterizados pela alta diversidade estrutural e de flora, além da presença de árvores de grande porte (FELDPAUSCH et al., 2012; TER STEEGE et al., 2013, 2019). Os erros amostrais para as variáveis (d e h_i) foram inferiores a 2%, podendo, segundo Péllico Netto e Brena (1997), ser considerados com de alta precisão. O desvio padrão (s) se revelou compatível com o encontrado por Cysneiros et al. (2017).

Os parâmetros e estatísticas de ajustes dos modelos paramétricos (TABELA 3.2) resultaram em bons ajustes ($r^2 > 0,90$ e $s_{yx} \% < 10\%$) para todas as equações ((22), (23) e (24)), como os encontrado por Lanssanova et al. (2013), Lumbres et al. (2016) e Tang et al. (2017), para espécies de florestas tropicais do Brasil, Filipinas e China, respetivamente, assim como os observados em outros trabalhos, podendo citar MacFarlane e Weiskittel (2016), Pang et al. (2016) e Lynch et al. (2017).

Assim, a escolha da equação que melhor estima os diâmetros ao longo do fuste foi baseada nas estatísticas de precisão (TABELA 3.3) para as regressões paramétricas ajustadas, cujos resultados estatísticos obtidos são condizentes com os encontrados em outras pesquisas (BI, 2000; MACFARLANE, 2010; CUSHMAN et al., 2014; KUŽELKA; MARUŠÁK, 2014; MACFARLANE; WEISKITTEL, 2016; NUNES; GÖRGENS, 2016; LYNCH et al., 2017; TANG et al., 2017; LÓPEZ-MARTÍNEZ et al., 2019). Dentre os três modelos testados, o modelo de Lee et al. (2003) foi selecionado para ser comparado com a regressão não-paramétrica de Kernel.

Muitas vezes, os modelos polinomiais tornam-se muito rígidos para explicar a forma dos fustes (JIANG et al., 2005; MAX; BURKHART, 1976), ao passo que modelos de expoente de forma variável têm estruturas mais complexas (BI, 2000), além disso,

os parâmetros dos modelos de forma variável devem ser estimados pelo método dos mínimos quadrados não lineares (*non-linear least squared*), não assegurando a melhor solução global, além de contarem com elevado número de parâmetros. Tais métodos de parametrização são comumente instáveis e podem se tornar imprecisos (KUBLIN et al., 2008).

A utilização da regressão não-paramétrica de Kernel para gerar estimativas do perfil de fustes de espécies comerciais é uma técnica ainda pouco difundida e são poucos os autores que a utilizaram para representar o perfil dos fustes, visando a detecção de valores extremos (*outliers*) (BI, 2000; ROJO et al., 2005; CORRAL-RIVAS et al., 2007; LÓPEZ-MARTÍNEZ et al., 2019), porém sem apresentar a estimativa e mensurar suas estatísticas de precisão.

Neste estudo, o valor de λ para viabilizar o ajuste da regressão de Kernel foi obtido utilizando o critério de validação cruzada generalizada (GCV) descrito por Cleveland (1979) e utilizado por Kuželka e Marušák (2014) para selecionar o parâmetro de suavização de regressão *Spline*, método não-paramétrico. Os resultados da qualidade de ajuste (TABELA 3.4) demonstram que o r^2 foi alto ($> 0,90$) e $s_{yx}(\%)$ baixo ($< 10\%$), o que significa que a técnica pode ser comparada com as obtidas pelo método paramétrico.

Para a avaliação da qualidade do ajuste dos modelos, além de ser consideradas as estatísticas de r^2 e $s_{yx}(\%)$, também foi avaliada a dispersão dos resíduos (FIGURA 3.4) em valores absolutos (R_{cm}) e relativos ($R\%$), o que permitiu detectar a discrepância dos valores estimados em relação aos observados e a existência de tendências, assim como descrito por Diéguez-Aranda et al. (2006), Zakrzewski (2011), Lanssanova et al. (2013) e Kuželka e Marušák (2014). Com isso, foi observado que os modelos de Schöpfer, Lee e Kernel não apresentaram tendências nos resíduos, ao passo que o modelo de Max e Burkhart apresentou tendenciosidade pronunciada de subestimar os diâmetros maiores e superestimar os menores diâmetros, ocasionando erros elevados em ambas as extremidades.

Os erros maiores observados nas posições centrais dos fustes podem ser explicados pela alta variabilidade de formas de fustes, devido à elevada quantidade de espécies. López-Martínez et al. (2019) enfatizaram que a alta riqueza de espécies

pode acarretar limitações na aplicação de modelos globais para estimativas dos perfis de árvores em florestas tropicais.

Com a seleção da melhor equação de regressão paramétrica (23) e os resultados das estatísticas de ajuste da RKDE, aceitos como satisfatórios, procedeu-se a comparação entre os perfis estimados e os observados. Como foi apresentado na TABELA 3.5, apenas os perfis estimados por meio da RKDE atenderam a pressuposição do paralelismo (H_1), ao passo que a Equação (23) apresentou divergência em algum ponto ao longo do fuste, quanto ao paralelismo do perfil. Para a hipótese de nível (H_2) ambos modelos atenderam a pressuposição de não significância a 95% de probabilidade, sendo, portanto, os perfis estimados coincidentes em nível com os observados, ou seja, eles estão em um mesmo patamar. A H_3 foi significativa para ambas as regressões, sendo, portanto, não paralela ao eixo das abscissas.

A partir do resultado obtido com a análise de perfil foi possível inferir que a apenas a RKDE foi estatisticamente compatível para representar os perfis dos fustes de árvores tropicais do Sudoeste da Amazônia brasileira. A Equação (23) demonstrou não compatibilidade em uma das hipóteses testadas.

A regressão não-paramétrica de Kernel pode ser considerada superior aos outros modelos (paramétricos), por não exigir alguns pressupostos que são demandados pelos estimadores paramétricos (FAN e GIJBELS, 2003), como, por exemplo: i) inexistência de heteroscedasticidade, ou seja, que a variância dos resíduos gerados pela estimação do modelo seja constante (PARRESOL, 1993; ZIMMERMAN et al., 2001); ii) ausência de autocorrelação, como descrita por López-Martínez et al. (2019) para ajustar funções de afilamento, tomadas entre as várias observações da mesma árvore ao longo do fuste (ou seja, dados hierárquicos); e iii) os resíduos devem apresentar distribuição normal (CHICHORRO et al., 2003), porém é perfeitamente factível avaliar a ocorrência de tendências dos resíduos nas diferentes estimativas.

Assim, a utilização de novas técnicas de modelagem do perfil de fustes para espécies florestais podem ser utilizadas, desde que estas se mostrem competitivas com as técnicas de modelagem tradicionalmente utilizadas, como descrita por Zakrzewski (1999, 2009), Bi (2000) e Lee et al. (2003).

3.5 CONCLUSÃO

A aplicação de modelos de afilamento para representar o perfil dos fustes de árvores comerciais de florestas tropicas, mais especificamente da floresta Amazônica brasileira apresentou bons resultados estatísticos e grande eficiência na explicação do afilamento do fuste com potencial para ser aplicado a novos dados, contribuir para o planejamento e execução do manejo florestal bem como para melhor avaliação das florestas nativas;

Modelos de afilamento tradicionalmente utilizados para representar os perfis de fustes apresentaram um bom desempenho quando aplicado a dados de espécies comerciais do Sudoeste da Amazônia brasileira, com destaque ao modelo de Lee et al. (2003), pois apresentou boas estatísticas de ajuste e se destacou nas estatísticas de precisão, porém, quando submetidas a análise de perfil não atendeu a hipótese de paralelismo;

A regressão não-paramétrica de Kernel, utilizada na modelagem do perfil de fustes para espécies comerciais da região Sudoeste da Amazônia brasileira é merecedora de destaque, pois não foram encontrados trabalhos científicos utilizando tal técnica para estimativa de diâmetros ao longo do fuste de árvores, portanto se apresenta como uma técnica promissora e de fácil compreensão, além de gerar resultados estatisticamente comparáveis aos obtidos em técnicas tradicionais;

As estatísticas utilizadas no presente estudo demonstram que a regressão não paramétrica de Kernel é a mais indicada para ser utilizada na predição dos diâmetros ao longo do fuste, visto que apresentou baixos erros de estimativas e quando comparada estatisticamente com os perfis observados atendeu todos os preceitos da análise de perfil.

3.6 REFERÊNCIAS

ASNER, G. P. et al. Amazon Selective Logging in the Brazilian Amazon. **Science**, v. 310, n. 5747, p. 480–482, 2005.

BASTIN, J. F. et al. Pan-tropical prediction of forest structure from the largest trees. **Global Ecology and Biogeography**, v. 27, n. 11, p. 1366–1383, 2018.

BEHLING, A. **MODELAGEM DA BIOMASSA DE ÁRVORES PARA ASSEGURAR**

ADITIVIDADE DOS SEUS COMPONENTES, 2016. 117 f. (Doutorado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2016.

Bl, H. Trigonometric variable-form taper equations for Australian eucalypts. **Forest Science**, v. 46, n. 3, p. 397–409, 2000.

BORSOI, G. A. **SUBSÍDIOS PARA O MANEJO DE UMA FLORESTA OMBRÓFILA MISTA EM ESTÁGIO AVANÇADO DE REGENERAÇÃO NATURAL**, 2004. 168 f. (Doutorado em Engenharia Florestal) – Centro de Ciências Rurais, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2004.

BURKHART, H. E.; TOMÉ, M. **Modeling Forest Trees and Stands**. Dordrecht: Springer Netherlands, 2012.

CHICHORRO, J. F.; RESENDE, J. L. P.; LEITE, H. G. Equações de volume e de taper para quantificar multiprodutos da madeira em Floresta Atlântica. **Revista Árvore**, v. 27, n. 6, p. 799–809, 2003.

CLEVELAND, W. S. Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 368, p. 829–836, 1979.

CLEVELAND, W. S.; DEVLIN, S. J.; GROSSE, E. Regression by local fitting. **Journal of Econometrics**, v. 37, n. 1, p. 87–114, 1988.

CLEVELAND, W. S.; GROSSE, E. Computational methods for local regression. **Statistics and Computing**, v. 1, n. 1, p. 47–62, 1991.

CLEVELAND, W. S.; LOADER, C. **Smoothing by Local Regression: Principles and Methods**. p.10–49, 1996.

CONDIT, R. et al. Spatial patterns in the distribution of tropical tree species. **Science**, v. 288, n. 5470, p. 1414–1418, 2000.

CORRAL-RIVAS, J. J. et al. A merchantable volume system for major pine species in El Salto, Durango (Mexico). **Forest Ecology and Management**, v. 238, n. 1–3, p. 118–129, 2007.

CORREIA, J.; FANTINI, A.; PIAZZA, G. Equações volumétricas e fator de forma e de casca para florestas secundárias do litoral de Santa Catarina. **Floresta e Ambiente**, v. 24, 2017.

CRAVEN, P.; WAHBA, G. Smoothing noisy data with spline functions. **Numerische Mathematik**, v. 31, n. 4, p. 377–403, 1978.

CUNHA, T. A. da; FINGER, C. A. G.; HASENAUER, H. Tree basal area increment models for *Cedrela*, *Amburana*, *Copaifera* and *Swietenia* growing in the Amazon rain forests. **Forest Ecology and Management**, v. 365, p. 174–183, 2016.

CUSHMAN, K. C. et al. Improving estimates of biomass change in buttressed trees using tree taper models. **Methods in Ecology and Evolution**, v. 5, n. 6, p. 573–582, 2014.

CYSNEIROS, V. C. et al. Cluster and discriminant analyses for stem volume modelling of tree species groups in an amazon rainforest. **Journal of Tropical Forest Science**, v. 29, n. 3, p. 325–333, 2017.

d'OLIVEIRA, M. V. N. et al. Estimating forest biomass and identifying low-intensity logging areas using airborne scanning lidar in Antimary State Forest, Acre State, Western Brazilian Amazon. **Remote Sensing of Environment**, v. 124, n. 4, p. 479–491, 2012.

DEMAERSCHALK, J. P. Taper equations can be converted to volume equations and point sampling factors. **The Forestry Chronicle**, v. 47, n. 6, p. 352–354, 1971.

DEVEAUX, R. D.; BOWMAN, A. W.; AZZALINI, A. **Applied Smoothing Techniques for Data Analysis**. New York: OUP Oxford, 1999.

DIÉGUEZ-ARANDA, U. et al. Compatible taper function for Scots pine plantations in northwestern Spain. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 36, n. 5, p. 1190–1205.

FAN, J.; GIJBELS, I. **Local Polynomial Modeling and Its Applications**. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2003.

FELDPAUSCH, T. R. et al. Tree height integrated into pantropical forest biomass estimates. **Biogeosciences**, v. 9, n. 8, p. 3381–3403, 2012.

FIGUEIREDO, E. O. et al. Equations to estimate tree gaps in a precision forest management area the Amazon based on crown morphometry. **Revista Árvore**, v. 41, n. 3, p. e410313, 2018.

FLEWELLING, J. W. **Compatible taper algorithms for California hardwoods**. In: Proceedings of the Seventh Annual Forest Inventory and Analysis Symposium, 2005, Portland. **Resumo...** Washington, DC: U.S. Department of Agriculture Forest Service, 2005. p. 265–268.

FUNTAC. Estrutura do plano de manejo de uso múltiplo da floresta Estadual do Antimari. Rio Branco, Acre: **Acre State Technological Foundation**, p. 103. 1990.

GOODWIN, A. N. A cubic tree taper model. **Australian Forestry**, v. 72, n. 2, p. 87–98, 2009.

HANSEN, M. C.; STEHMAN, S. V.; POTAPOV, P. V. Quantification of global gross forest cover loss. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 107, n. 19, p. 8650–8655, 2010.

HERYATI, Y. et al. Growth performance and biomass accumulation of a *Khaya ivorensis* plantation in three soil series of Ultisols. **American Journal of Agricultural and Biological Science**, v. 6, n. 1, p. 33–44, 2011.

HIRATSUKA, M. et al. Tree biomass and soil carbon in 17 and 22 year old stands of teak (*Tectona grandis* L.f.) in northern Thailand. **Tropics**, v. 14, n. 4, p. 377–382, 2005.

IBGE. SIDRA - **Sistema IBGE de Recuperação Automática**. 2018. Disponível em: < <http://www.sidra.ibge.gov.br> >. Acesso em: 27 ago. 2019.

JAMES, G. et al. **An introduction to Statistical Learning**. New York: Springer New York, 2000.

JIANG, L.; BROOKS, J. R.; WANG, J. Compatible taper and volume equations for yellow-poplar in West Virginia. **Forest Ecology and Management**, v. 213, n. 1–3, p. 399–409, 2005.

KHUN, K. et al. Stem volume equation and tree growth for rubber trees in Cambodia. **Journal of Forest Planning**, v. 13, n. 2, p. 335–341, 2008.

KOZAK, A. A variable-exponent taper equation. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 18, n. 11, p. 1363–1368, 1988.

KOZAK, A.; MUNRO, D. D.; SMITH, J. H. G. Taper functions and their application in forest inventory. **The Forestry Chronicle**, v. 45, n. 4, p. 278–283, 1969.

KUBLIN, E.; AUGUSTIN, N. H.; LAPPI, J. A flexible regression model for diameter prediction. **European Journal of Forest Research**, v. 127, n. 5, p. 415–428, 2008.

KUŽELKA, K.; MARUŠÁK, R. Use of nonparametric regression methods for developing a local stem form model. **Journal of Forest Science**, v. 60, n. No. 11, p. 464–471, 2014.

LANSSANOVA, L. R. et al. Mixed-effect non-linear modelling for diameter estimation along the stem of *Tectona grandis* in mid-western Brazil. **Southern Forests: a Journal of Forest Science**, v. 81, n. 2, p. 167–173, 2019.

LANSSANOVA, L. R. et al. Avaliação de funções de afilamento para a estimativa de diâmetro de espécies florestais comerciais do bioma amazônico mato-grossense. **Floresta**, v. 43, n. 2, p. 205–214, 2013.

LAPPI, J. A multivariate, nonparametric stem-curve prediction method. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 36, n. 4, p. 1017–1027, 2006.

LEE, W. K. et al. Modeling stem profiles for *Pinus densiflora* in Korea. **Forest Ecology and Management**, v. 172, n. 1, p. 69–77, 2003.

LÓPEZ-MARTÍNEZ, J. O. et al. Compatible taper-volume systems for major tropical species in Mexico. **Forestry: An International Journal of Forest Research**, v. m, p. 1–19, 2019.

LUMBRES, R. I. C. et al. Comparison of stem taper models for the four tropical tree species in Mount Makiling, Philippines. **Journal of Mountain Science**, v. 13, n. 3, p. 536–545, 2016.

LYNCH, T. B. et al. Deriving compatible taper functions from volume ratio equations based on upper-stem height. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 47, n. 10, p. 1424–1431, 2017.

M'HIRIT, O.; POSTAIRE, J. G. A nonparametric technique for taper function estimation. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 15, n. 5, p. 862–871, 1985.

MACFARLANE, D. W. Predicting branch to bole volume scaling relationships from varying centroids of tree bole volume. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 40, n. 12, p. 2278–2289, 2010.

MACFARLANE, D. W.; WEISKITTEL, A. R. A new method for capturing stem taper variation for trees of diverse morphological types. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 46, n. 6, p. 804–815, 2016.

MACHADO, M. R. M. C. **Análise de variância multivariada aplicada a dados com medidas repetidas**, 2006. 68 f. Monografia (Especialista em Estatística e Modelagem Quantitativa) - Centro de Ciências Naturais e Exatas - Programa de Pós-Graduação em Estatística e Modelagem Quantitativa. Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2006.

MARQUETTI, A.; VIALI, L. Princípios E Aplicações De Regressão Local. **Análise Econômica**, v. 22, n. 42, p. 0-24, 2004.

MAX, T.; BURKHART, H. Segmented polynomial regression applied to taper equations. **Forest Science**, v. 22, n. 3, p. 283–289, 1976.

MCROBERTS, R. E. et al. A general method for assessing the effects of uncertainty in individual-tree volume model predictions on large-area volume estimates with a subtropical forest illustration. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 45, n. 1, p. 44–51, 2015.

MEA. **Millenium Ecosystem Assessment: ecosystems and human well-being**. Washington: Island Press, 2005.

MENSAH, S. et al. Height – Diameter allometry in South Africa’s indigenous high forests: Assessing generic models performance and function forms. **Forest Ecology and Management**, v. 410, n. November 2017, p. 1–11, 2018.

MIRANDA, D. L. C. DE; JUNIOR, V. B.; GOUVEIA, D. M. Fator de forma e equações de volume para estimativa volumétrica de árvores em plantio de *Eucalyptus urograndis*. **Scientia Plena**, v. 11, n. 3, p. 1–8, 2015.

MORETTI, M. S. **Extração seletiva e produção de madeira nativa no estado de Mato Grosso**, 2018. 151 f. (Doutorado em Ciências Florestais) – Departamento de Engenharia Florestal, Universidade de Brasília, Brasília, DF, 2018.

NADARAYA, E. A. On Estimating Regression. **Theory Prob. Appl**, v. 9, n. 1, p. 157–159, 1964.

NUNES, M. H.; GÖRGENS, E. B. artificial intelligence procedures for tree taper estimation within a complex vegetation mosaic in Brazil. **PLOS ONE**, v. 11, n. 5, p. e0154738, 2016.

ORMEROD, D. W. A simple bole mode. **The Forestry Chronicle**, v. 49, n. 3, p. 136–138, 1973.

PANG, L. et al. Developing an improved parameter estimation method for the segmented taper equation through combination of constrained two-dimensional optimum seeking and least square regression. **Forests**, v. 7, n. 12, p. 194, 2016.

PARRESOL, B. R. Modeling multiplicative error variance - An example predicting tree diameter from stump dimensions in baldcypress. **Forest Science**, v. 39, n. 4, p. 670–679, 1993.

PÉLLICO NETTO, S.; BEHLING, A. Additivity of tree biomass components using ratio estimate. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 91, n. 3, p. 0–31, 2019.

PÉLLICO NETTO, S.; BRENA, D. A. **Inventário florestal**. Curitiba: UFPR, UFSM; 1997. 316 p.

VER PLANCK, N. R.; MACFARLANE, D. W. Modelling vertical allocation of tree stem and branch volume for hardwoods. **Forestry**, v. 87, n. 3, p. 459–469, 2014.

QUEIROZ, D. et al. Avaliação e validação de funções de afilamento para *Mimosa scabrella* bentham em povoamentos da região metropolitana de Curitiba/PR. **Floresta**, v. 36, n. 2, p. 183–199, 2006.

RENCER, A. C. **A Review Of “Methods of Multivariate Analysis**. 2. ed. New York: WILEY & SONS, 2002.

ROJO, A et al. Stem taper functions for maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.) in Galicia (Northwestern Spain). **European Journal of Forest Research**, v. 124, n. 3, p. 177–186, 2005.

SCHOEPFER, W. Automatisierung des Massen, Sorten und. Wertberechnung stehender Waldbestände. Schriftenreihe. **Bad. Württ-Forstl.**, v. 21, 1966.

SINGER, J. M.; NOBRE, J. S. N.; ROCHA, F. M. M. **Análise de dados longitudinais**. São Paulo: USP, 2018. No prelo.

SOARES, C. P. B. et al. Equações hipsométricas, volumétricas e de taper para onze espécies nativas. **Revista Árvore**, v. 35, n. 5, p. 1039–1053, 2011.

TER STEEGE, H. et al. Rarity of monodominance in hyperdiverse Amazonian forests. **Scientific Reports**, v. 9, n. 1, p. 1–16, 2019.

TER STEEGE, H. et al. Hyperdominance in the Amazonian Tree Flora. **Science**, v. 342, n. 6156, p. 1243092–1243092, 2013.

TANG, C. et al. Stem taper equations for *Betula alnoides* in south China. **Journal of Tropical Forest Science**2, v. 29, n. 1, p. 80–92, 2017.

THAINES, F. **FLORESTA ESTADUAL DO ANTIMARY: Plano de Operações Anual**. Bujari/Sena Madureira: Instituto do Meio Ambiente do Acre, 2015. Plano de manejo da FEA.

UHL, C. et al. Natural resource management in the Brazilian Amazon: An integrated research approach. **BioScience**, v. 47, n. 3, p. 160-168, 1997.

WATSON, G. Smooth Regression Analysis. **The Indian Journal of Statistics**, v. 26, n. 4, p. 359–372, 1964.

YUEN, J. Q.; FUNG, T.; ZIEGLER, A. D. Review of allometric equations for major land covers in SE Asia: Uncertainty and implications for above- and below-ground carbon estimates. **Forest Ecology and Management**, v. 360, p. 323–340, 2016.

ZAKRZEWSKI, W. T. A mathematically tractable stem profile model for jack pine in Ontario. **Northern Journal of Applied Forestry**, v. 16, n. 3, p. 138–143, 1999.

_____ Defining tree taper: A challenge for growth and yield modelling in Ontario. **The Forestry Chronicle**, v. 85, n. 6, p. 897–899, 2009.

_____ Estimating wood volume of the stem and branches of sugar maple (*Acer saccharum* Marsh.) using a stem profile model with implicit height. **Forest Science**, v. 57, n. 2, p. 117–133, 2011.

ZIMMERMAN, D. L. et al. Parametric modelling of growth curve data: An overview. **Test**, v. 10, n. 1, p. 1–73, 2001.

4 ESTIMADORES POR RAZÃO PARA VOLUME COMERCIAL DE ÁRVORES COM INTERESSE COMERCIAL NA REGIÃO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA

RATIO ESTIMATORS APPLIED TO COMMERCIAL VOLUME OF TREES
WITH COMMERCIAL INTEREST IN THE SOUTHWESTERN REGION OF THE
BRAZILIAN AMAZON

RESUMO

A obtenção de volumes comerciais com acurácia para espécies florestais passíveis de exploração na região amazônica ainda é um problema, mesmo que inúmeras sejam as funções disponíveis na literatura. No entanto, algumas técnicas novas de modelagem vêm sendo desenvolvidas para melhorar os estimadores. Neste sentido, o objetivo deste trabalho foi aplicar um estimador por razão para modelar o volume comercial de árvores de valor econômico da Floresta Amazônica, visando corrigir problemas de heteroscedasticidade dos resíduos e tendências nas estimativas, além de obter mais precisão nas estimativas. Para isso três hipóteses foram formuladas, sendo elas: 1) estimadores por razão podem ser aplicados às árvores da floresta tropical Amazônica para obter resultados precisos na estimativa de volume comercial, não diferindo dos estimadores de regressão; 2) a análise discriminante é capaz de classificar os indivíduos em grupos de quocientes por razão no segundo estágio de estratificação; 3) a utilização da estratificação em dois estágios para correção de heteroscedasticidade é eficaz. Os dados utilizados procedem de uma área de exploração sob concessão de manejo florestal de baixo impacto localizada na Floresta Estadual do Antimary, Acre. Um modelo por razão, dois modelos de volume e um modelo de afilamento foram aplicados aos dados, ao passo que a qualidade de ajuste (s_{yx} %, r^2 e gráfico de resíduos) foi avaliada para todos os estimadores. A análise discriminante foi avaliada pelo teste de Wilks' Lambda (λ) e matriz de confusão. Estatísticas de precisão (Viés, MAE, MSE e RMSE) e análise gráfica (\hat{v}_c por v_c e gráfico Quantil-Quantil) foram aplicadas aos estimadores testados, a fim de selecionar o melhor estimador. O estimador por razão aplicado aos dados sem estratificação apresentou heteroscedasticidade, indicando a necessidade de estratificação. A análise discriminante foi capaz de classificar todos os grupos ($\lambda < 0,0056$ e taxa de acerto $> 55\%$). O estimador por razão apresentou as melhores estatísticas de qualidade de ajuste ($s_{yx} \% < 15,29$ e $r^2 > 0,729$), além de não apresentar heteroscedasticidade e tendência nas estimativas, portanto este estimador por razão foi selecionado como o melhor para estimar volumes comerciais, pois resultou no menor valor ponderado (VP) nas estatísticas de precisão.

Palavras-chave: Estimador de volume, Modelagem volumétrica, Manejo florestal, Exploração florestal.

ABSTRACT

Obtaining commercial volumes with accuracy for forest species that can be exploited in the Amazon region is still a problem, even though there are countless functions available in the literature. However, some new modeling techniques are being developed to improve estimators. Therefore, the objective of this work was to apply a ratio estimator to model the commercial volume of trees of economic value in the Amazon Forest, aiming to correct problems of heteroscedasticity of residues and bias in the estimates, in addition to obtaining more precision in the estimates. For this, three hypotheses were formulated, namely: 1) ratio estimators can be applied to trees in the Amazon rainforest to obtain accurate results in the estimate of commercial volume, not differing from the regression estimators; 2) the discriminant analysis is able to classify individuals into groups of estimated ratios in the second stage of stratification; 3) the use of two-stage stratification to correct heteroscedasticity is effective. The data used come from an exploration area under low impact forest management concession located in the State Forest of Antimary, Acre. One ratio model, two volume models and one taper model were applied to data, while the fit quality ($s_{yx}\%$, r^2 and residual graph) was evaluated for all estimators. The discriminant analysis was evaluated by the Wilks' Lambda test (λ) and confusion matrix. Precision statistics (Bias, MAE, MSE and RMSE) and graphical analysis (\hat{v}_c versus v_c and Quantil-Quantil graph) were applied to the tested estimators in order to select the best ones. The ratio estimator applied to the data without stratification showed heteroscedasticity, indicating the need for stratification. The discriminant analysis was able to classify all groups ($\lambda < 0,0056$ and hit rate $> 55\%$). The ratio estimator presented the best fit quality statistics ($s_{yx}\% < 15,29$ e $r^2 > 0,729$), in addition to not showing heteroscedasticity and trend in the estimates, therefore this ratio estimator was selected as the best one to estimate commercial volumes, as it resulted in the lowest weighted value (PV) on the precision statistics.

Keywords: Volume estimator, Volumetric modeling, Forest management, Logging.

4.1 INTRODUÇÃO

A Amazônia brasileira é considerada um dos maiores e mais ricos conjuntos de espécies vegetais do planeta (LU, 2005; TER STEEGE et al., 2013), estimada como uma das maiores em extensão e diversidade biológica entre os remanescentes naturais de floresta tropical (PHILLIPS et al., 2004; FELDPAUSCH et al., 2016; RIBEIRO et al., 2016; CARDOSO et al., 2017; FIGUEIREDO et al., 2018; WOORTMANN et al., 2018; ANDRADE et al., 2019; EGUIGUREN et al., 2019). Além disso, as florestas tropicais fornecem uma gama de serviços ecossistêmicos, desempenhando papel crucial como meio de subsistência a população (extrativismo de produtos não-madeireiros), que depende de seus recursos (BAKER et al., 2004; PHILLIPS et al., 2004; HANSEN et al., 2010; LÓPEZ-MARTÍNEZ et al., 2019).

O manejo florestal madeireiro é uma das principais atividades econômicas da região Amazônica brasileira (ASNER et al., 2005). Segundo dados do IBGE (2018), estima-se que a produção de madeira em 2018 foi superior a 11 milhões de metros cúbicos. Devido ao grande esgotamento das florestas naturais dos principais exportadores de madeira tropical do mundo (Indonésia e Malásia), está ocorrendo uma importante mudança na oferta de madeira tropical (HIGUCHI et al., 2006; HIGUCHI et al., 2012; GIMENEZ et al., 2015). Com isso, o cenário tende a se voltar para a Amazônia, porque, nessa condição, o valor da madeira em pé tende a aumentar (HIGUCHI et al., 2012). Além disso, outros fatores podem influenciar no valor da madeira, uma vez que, apesar do grande número de espécies arbóreas, apenas um pequeno número delas tem interesse comercial (UHL et al., 1997; ASNER et al., 2005; CUNHA et al., 2016).

Informações sobre o volume comercial de espécies florestais passíveis de exploração na Floresta Amazônica brasileira são de relevante importância para: *i*) a identificação de áreas potenciais de produção; *ii*) o planejamento de atividades do manejo; e *iii*) o auxílio na conservação das florestas tropicais (HERRERA et al., 1999; COLE; EWEL, 2006; KHUN et al., 2008; SOARES et al., 2011; KHADKA et al., 2015; CUNHA et al., 2016; NUNES; GÖRGENS, 2016; CYSNEIROS et al., 2017; CASTRO et al., 2018).

A determinação do volume das espécies amazônicas por muitos anos foi realizada com a utilização do fator de forma (ROLIM et al., 2006; CYSNEIROS et al., 2017) igual a 0,7, conforme proposto por Heinsdijk e Bastos (1963). As equações

volumétricas passaram a ser utilizadas em meados da década de 1980 (SILVA e ARAÚJO, 1984; SILVA e CARVALHO, 1984) e início da década de 1990 (FUNTAC, 1990). Desde então, são muitos os trabalhos realizados com o objetivo de estimar os volumes comerciais de espécies passíveis de exploração no Sudoeste da Amazônia brasileira (SILVA e ARAÚJO, 1984; SILVA e CARVALHO, 1984; FUNTAC, 1990; ROLIM et al., 2006; COLPINI et al., 2009; THAINES et al., 2010; TONINI e BORGES, 2015; GIMENEZ et al., 2015, 2017).

A necessidade da quantificação do estoque de matéria prima e busca pela máxima produção e rentabilidade florestal justifica a necessidade de obter novas ferramentas que possibilitem estimativas mais acuradas do volume comercial das espécies Amazônicas (THAINES et al., 2010 ; TONINI e BORGES, 2015; CYSNEIROS et al., 2017).

Os estimadores por razão apresentados em Cochran (1953), Sukhatme (1954) e Péllico Netto e Behling (2019; 2020) são procedimentos mais simples de serem aplicados do que os estimadores por regressão. Sua aplicação em florestas é bastante ampla como em estudos de área foliar (SWANK e SCHREUDER, 1974), área basal (WILLIAMS, 2001), biomassa arbórea (PÉLLICO NETTO e BEHLING, 2019; 2020; TRAUTENMÜLLER, 2019) e volume total (CAO e BURKHART, 1980; WILLIAMS, 2001; BARRIO ANTA et al., 2007; TOMÉ et al., 2007; CORONA e FATTORINI, 2008), com ótimos resultados na maioria de suas aplicações.

Os estimadores de volume frequentemente apresentam resíduos heteroscedásticos, devido a variância ser proporcional à média (TRAUTENMÜLLER, 2019), o que induz a erros nas conclusões em testes de significância e intervalos de confiança dos coeficientes de regressão estimados, cujas soluções são: *i*) ponderação na modelagem (GREENE, 2017; PÉLLICO NETTO e BEHLING, 2019); *ii*) transformação da variável resposta; *iii*) transformação das variáveis explicativas; e *iv*) técnicas de estratificação (TRAUTENMÜLLER, 2019), podendo ser em multiestágios para alcançar as precisões desejadas.

A estratificação em multiestágios pode ser efetuada da seguinte forma: o primeiro estágio pode ser aplicado ao tamanho da árvore, ou seja, classes de diâmetros a 1,3 m do solo (d) ou altura (h) (COLPINI et al., 2009; SEDMÁK e SCHEER, 2012; EBLING e PÉLLICO NETTO, 2015; CYSNEIROS et al., 2017), que pode solucionar o problema de heteroscedasticidade. No intuito da obtenção de melhores precisões dos estimadores por razão, um segundo estágio pode ser

efetuado com a classificação em grupos de quocientes da razão (R) , como descrito por Trautenmüller (2019). Porém, questiona-se como classificar as árvores dentro do segundo estágio de estratificação? A utilização da análise discriminante é uma técnica que pode auxiliar na classificação das árvores dentro dos grupos no segundo estágio.

A análise discriminante é uma técnica empregada para a separação de grupos distintos de observações e a classificação de novas observações em n grupos previamente definidos. Geralmente, é utilizada para descrever as diferenças entre grupos e explorar tais diferenças quanto a capacidade de reclassificar novas observações a algum dos grupos já definidos (STOCKBURGER, 1996; PHILLIPS et al., 2002; ANDERSON, 2003; ZHAO et al., 2004). O uso da análise discriminante é apropriado quando o perfil de cada grupo é conhecido por meio do comportamento das p variáveis características (AKINDELE; LEMAY, 2006). Esse método tem como objetivo: *i*) determinar se existem diferenças estatisticamente significantes entre dois ou mais grupos; *ii*) identificar a importância de cada uma das variáveis independentes na previsão de novos dados; *iii*) determinar o número de funções canônicas significantes; *iv*) desenvolver procedimentos para classificar indivíduos em grupos e examinar a acurácia da função discriminante.

Considerando a necessidade de estimadores de volume comercial de florestas tropicais com maior precisão, mais especificamente na floresta Amazônica brasileira, este trabalho teve como objetivo: 1) aplicar o estimador por razão visando a obtenção de estimativas de volume comercial de espécies com interesse econômico da floresta tropical brasileira; e 2) comparar o estimador por razão com equações de regressão tradicionalmente utilizadas na literatura. Para isso, foram formuladas três hipóteses: *i*) estimadores por razão podem ser aplicados às espécies da floresta tropical Amazônica com a finalidade de obter resultados precisos na estimativa de volume comercial para aquelas potencialmente comerciais, não diferindo das equações de regressão tradicionais; *ii*) a análise discriminante é capaz de classificar os indivíduos em grupos de quocientes da razão (\hat{R}) no segundo estágio de estratificação; *iii*) a utilização da estratificação em dois estágios é eficaz para correção de heteroscedasticidade.

4.2 MATERIAL E MÉTODOS

4.2.1 ÁREA DE ESTUDO

O estudo foi realizado na Floresta Estadual do Antimary (FEA), localizada nos municípios de Sena Madureira e Bujari, estado do Acre, Amazônia Ocidental Brasileira (68° 23' W; 9° 13'; 9° 31' S). A área total da FEA é de 45.686,56 ha, com 28.643,24 ha destinados à área de efetivo manejo florestal (THAINES, 2015), sendo dividida em 16 unidades de produção anual (UPAs). A exploração na área ocorreu no ano de 2016, utilizando um modelo digital de exploração florestal de impacto reduzido (d'OLIVEIRA et al., 2012; FIGUEIREDO et al., 2018).

4.2.2 BASE DE DADOS

Os dados utilizados para o ajuste dos modelos volumétricos foram provenientes da cubagem destrutiva de fustes de árvores comercialmente exploradas em área de manejo florestal na floresta estadual do Antimary em 2016. Ao total foram cubadas 476 árvores, distribuídas em 26 espécies: *Amburana acreana* (Ducke) A.C.Sm.; *Ampelocera ruizii* Klotzsch; *Apuleia leiocarpa* (Vogel) J.F.Macbr.; *Aspidosperma vargasii* A.DC.; *Astronium lecointei* Ducke; *Barnebydendron riedelii* (Tul.) J.H.Kirkbr.; *Buchenavia viridiflora* Ducke; *Caryocar glabrum* (Aubl.) Pers.; *Schizolobium parahyba* var. *amazonicum* (Huber ex Ducke) Barneby; *Castilla ulei* Warb.; *Cedrela odorata* L.; *Ceiba samauma* (Mart.) K.Schum.; *Clarisia Ruiz & Pav.*; *Couratari oblongifolia* Ducke & Kunth; *Dipteryx odorata* (Aubl.) Willd.; *Enterolobium schomburgkii* (Benth.) Benth.; *Eschweilera coriacea* (DC.) S.A.Mori; *Handroanthus serratifolius* (Vahl) S.Grose; *Hymenaea oblongifolia* Huber; *Manilkara bidentata* subsp. *surinamensis* (Miq.) T.D.Penn.; *Pseudopiptadenia suaveolens* (Miq.) J.W.Grimes; *Platymiscium trinitatis* Benth.; *Pouteria pachyphylla* T.D.Penn.; *Qualea tessmannii* Mildbr.; *Sterculia pruriens* (Aubl.) K.Schum.; e *Terminalia oblonga* (Ruiz & Pav.) Steud.

As árvores mensuradas foram selecionadas de acordo com a pré-seleção realizada no plano de manejo da área descrito por Thaines (2015). Foram coletadas as seguintes variáveis: diâmetro a 1,3 m do solo em centímetros (d) ou diâmetro de referência quando da presença de sapopemas (dr); altura total em metros (h_t) utilizando a equação ajustada no tópico 2 desta tese pela estratégia I; altura comercial em metros (h_c), sendo definida no ponto de inversão morfológica de cada indivíduo

medido; diâmetros com casca ao longo do fuste em centímetros (d_i) nas posições de alturas fixas (h_i) de 0,3 m; 0,9 m; 1,3 m; 2,0 m; 2,3 m e a cada 2 m até a altura comercial (ponto de inversão morfológica), de acordo com o método de cubagem de Smalian. A cubagem foi efetuada para obtenção do volume comercial da árvore (v_c), que correspondeu ao volume compreendido entre a base do fuste ($d_{0,3m}$) até o ponto de inversão morfológica.

Com o volume comercial das 26 espécies comercialmente exploradas na FEA, os dados foram divididos em dois grupos, sendo denominados: *i*) Ajuste, com 416 indivíduos; e *ii*) Validação, com 60 indivíduos. Foram calculadas estatísticas descritivas (média, desvio padrão, coeficiente de variação, erro padrão e erro de amostragem relativo) das variáveis v_c , d e h_c as quais estão apresentadas na TABELA 4.1. Para se verificar a normalidade dos dados utilizou-se o gráfico quantil-quantil proposto por Wilk e Gnanadesikan (1968) e, também, o teste de Shapiro-Wilk a 95% de probabilidade. De forma complementar, foi realizada a análise gráfica da dispersão da variável v_c em função da variável d , seguindo o método descrito por Bi (2000) e López-Martínez et al. (2019).

Para ajuste do estimador por razão descrito por Péllico Netto e Behling (2019, 2020) foram utilizados dados de v_c (m^3) como variável dependente e d e h_c em metros como variáveis independentes. O modelo por razão está apresentado em Eq. (37):

$$\hat{v}_{c_j} = e^{\left[\ln \frac{\pi}{4} + \hat{R} * \ln \left(\frac{d_j}{2} \right) + \ln(h_{c_j}) \right]} \quad (37)$$

E \hat{R} pode ser obtido pela Equação (38).

$$\hat{R} = \frac{\ln \left[\frac{(4\bar{v}_{c_j})}{(\pi \bar{h}_{c_j})} \right]}{\ln \left(\frac{\bar{d}_j}{2} \right)} \quad (38)$$

Em que: \hat{v}_{c_j} é o volume em m^3 estimado do j -ésimo indivíduo, em metros cúbicos; d_j é o diâmetro a 1,3 m do solo do j -ésimo indivíduo, em metros; h_{c_j} é a altura comercial do j -ésimo indivíduo, em metros;

\hat{R} é o quociente do modelo por razão; \bar{v}_{c_j} é o volume comercial médio dos j -ésimos indivíduos, em metros cúbicos; \bar{h}_c é a média das alturas comerciais dos j -ésimos indivíduos, em metros; \bar{d}_j é a média dos diâmetros a 1,3 m do solo dos j -ésimos indivíduos, em metros; \ln é o logaritmo neperiano; π é a constante "PI" (3,1416...); $e[\]$ é a função exponencial cuja base é o número de Euler ($\approx 2,7182...$).

Os estimadores de variância ($s_{\bar{v}_c}^2$), desvio padrão ($s_{\bar{v}_c}$) e erro padrão em percentagem ($s_{\bar{v}_c} \%$) para as funções por razão estão apresentados em (39) a (51), assim como descrito por Péllico Netto e Behling (2019):

$$s_d^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (Y - \hat{R}X)^2}{n-1} \quad (39)$$

$$s_{\bar{Y}}^2 = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{j=1}^J (Y - \hat{R}X)^2 \quad (40)$$

$$S_{\bar{Y}_p}^2 = \frac{N(N-n)}{n(n-1)} \sum_{j=1}^J (Y - \hat{R}X)^2 \quad (41)$$

$$s_{\hat{R}} = \frac{1}{\sqrt{n}|\bar{X}|} \sqrt{\frac{\sum Y^2 - (2\hat{R} \sum (XY) + \hat{R}^2 \sum X^2)}{n-1}} \quad (42)$$

$$s_{\bar{Y}_c} = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)}} \sqrt{\sum Y^2 - (2\hat{R} \sum (XY) + \hat{R}^2 \sum X^2)} \quad (43)$$

$$S_{\bar{Y}_p} = \sqrt{\frac{N-(N-n)}{n(n-1)}} \sqrt{\sum_{j=1}^J Y^2 - 2\hat{R} \sum_{j=1}^J (YX) + \hat{R}^2 \sum_{j=1}^J X^2} \quad (44)$$

$$R\% = \frac{t_{(\alpha; n-1)} s_{\bar{v}_c}}{\hat{R}} 100 \quad (45)$$

$$\bar{Y}\% = \frac{t_{(\alpha; n-1)} s_{\bar{v}_c}}{\hat{\bar{Y}}} 100 \quad (46)$$

$$\bar{Y}_p \% = \frac{t_{(\alpha; N-1)} s_{\bar{v}_p}}{\hat{\bar{Y}}_p} 100 \quad (47)$$

Sendo que,

$$Y = \ln \left[\frac{(4v_{c_j})}{(\pi h_{c_j})} \right] \quad (48)$$

$$X = \ln\left(\frac{d_j}{2}\right) \quad (49)$$

$$\hat{\bar{Y}} = \frac{\sum \hat{R}X}{n} \quad (50)$$

$$\hat{\bar{Y}}_p = \hat{\bar{Y}}N \quad (51)$$

Em que: s_d^2 é a estimativa da variância dos desvios quadrados dos parâmetros da razão (\hat{R}) estimada por amostragem; $s_{\bar{Y}}^2$ é a variância média da variável Y estimada para a amostra; $S_{\bar{Y}_p}^2$ é a variância média da variável Y estimada para a população; $s_{\hat{R}}$ é o erro padrão dos desvios quadrados dos parâmetros da razão (\hat{R}) estimada por amostragem; $s_{\bar{Y}_c}$ é o erro padrão médio da variável Y estimada para a amostra; $s_{\bar{Y}_p}$ é o erro padrão médio da variável Y estimada para a população; \hat{R} é o coeficiente do modelo por razão determinado em (38); n é o número de indivíduos da amostra; N é o número de indivíduos da população; $R\%$ é o estimador da precisão dos desvio quadrados dos parâmetros da razão (\hat{R}) estimada por amostragem; $\bar{Y}\%$ é a precisão da estimativa de Y da amostra; $\bar{Y}_p\%$ é a precisão do estimador de Y da população; v_{c_j} é o volume comercial do j -ésimo indivíduo, em metros cúbicos; h_{c_j} é a altura comercial do j -ésimo indivíduo, em metros; d_j é o diâmetro do j -ésimo indivíduo, em metros; $t_{()}$ é o valor de t da distribuição de Student; α é a probabilidade associada a distribuição t de Student (95%); π é a constante "PI" (3,1416...).

Com base no estimador por razão descrito em (37) e (38) a modelagem do volume total pôde ser efetuada com os seguintes passos:

Passo 1: Verificar a qualidade dos dados de volume (dados faltantes, *outliers*, representatividade da amostra).

Passo 2: Calcular o quociente \hat{R} , com base nos dados de volume.

Passo 3: Calcular a razão para o volume comercial.

Passo 4: Verificar de maneira gráfica a homoscedasticidade dos resíduos e se a qualidade do ajuste atendeu as especificações proposta.

Passo 5: Com a homoscedasticidade dos resíduos atendida e o alcance das estatísticas de qualidade de ajuste pretendida, a modelagem é concluída.

Em estimadores de volume é comum a ocorrência de heteroscedasticidade nos resíduos. Trautenmüller (2019) sugere uma alternativa para contornar problemas da falta de homoscedasticidade do resíduo, a qual consiste em estratificar as árvores por tamanho, ou seja, criar m estratos de diâmetro. Um segundo estágio de estratificação tem dois grandes objetivos, sendo: *i*) propiciar melhores precisões e, *ii*)

contribuir para contornar problemas de heteroscedasticidade dos resíduos. Dessa forma, os estimadores de variância, desvio padrão e erro padrão da estimativa em percentagem estão apresentados em (52) a (64) para os dois estágios de estratificação.

$$s_{d_{ml}}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_{ml} - \hat{R}_{ml} X_{ml})^2}{n_{ml} - 1} \quad (52)$$

$$s_{\bar{Y}_{ml}}^2 = \frac{1}{n_{ml} (n_{ml} - 1)} \sum_{i=1}^n (Y_{ml} - \hat{R}_{ml} X_{ml})^2 \quad (53)$$

$$S_{\bar{Y}_{p_{ml}}}^2 = \frac{N_{ml} (N_{ml} - n_{ml})}{n_{ml} (n_{ml} - 1)} \sum_{i=1}^n (Y_{ml} - \hat{R}_{ml} X_{ml})^2 \quad (54)$$

$$s_{\hat{R}_{ml}} = \frac{1}{\sqrt{n_{ml}} |\bar{X}_{ml}|} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n Y_{ml}^2 - \left(2\hat{R}_{ml} \sum_{i=1}^n (X_{ml} Y_{ml}) + \hat{R}_{ml}^2 \sum_{i=1}^n X_{ml}^2 \right)}{n_{ml} - 1}} \quad (55)$$

$$s_{\bar{Y}_{ml}} = \sqrt{\frac{1}{n_{ml} (n_{ml} - 1)}} \sqrt{\sum_{i=1}^n Y_{ml}^2 - \left(2\hat{R}_{ml} \sum_{i=1}^n (X_{ml} Y_{ml}) + \hat{R}_{ml}^2 \sum_{i=1}^n X_{ml}^2 \right)} \quad (56)$$

$$S_{\bar{Y}_{p_{ml}}} = \sqrt{\frac{N_{ml} (N_{ml} - n_{ml})}{n_{ml} (n_{ml} - 1)}} \sqrt{\sum_{i=1}^n Y_{ml}^2 - \left(2\hat{R}_{ml} \sum_{i=1}^n (X_{ml} Y_{ml}) + \hat{R}_{ml}^2 \sum_{i=1}^n X_{ml}^2 \right)} \quad (57)$$

$$R_{ml} \% = \frac{t_{(\alpha; n_{ml} - 1)} S_{\bar{Y}_{c_{ml}}}}{\hat{R}_{ml}} 100 \quad (58)$$

$$\bar{Y}_{ml} \% = \frac{t_{(\alpha; n_{ml} - 1)} S_{\bar{Y}_{c_{ml}}}}{\hat{\bar{Y}}_{ml}} 100 \quad (59)$$

$$\bar{Y}_{p_{ml}} \% = \frac{t_{(\alpha; N_{ml} - 1)} S_{\bar{Y}_{p_{ml}}}}{\hat{\bar{Y}}_{p_{ml}}} 100 \quad (60)$$

Sendo que,

$$Y_{jml} = \ln \left[\frac{(4v_{c_{jml}})}{(\pi h_{c_{jml}})} \right] \quad (61)$$

$$X_{jml} = \ln \left(\frac{d_{jml}}{2} \right) \quad (62)$$

$$\hat{\bar{Y}}_{ml} = \frac{\sum \hat{R}_{ml} X_{jml}}{n_{ml}} \quad (63)$$

$$\hat{\bar{Y}}_{p_{ml}} = \hat{\bar{Y}}_{ml} N_{ml} \quad (64)$$

Em que: $s_{\hat{q}_{ml}}^2$ é a estimativa da variância dos desvios quadrados dos parâmetros da razão (\hat{R}) estimada por amostragem dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível; $s_{\bar{Y}_{ml}}^2$ é a variância média da variável Y estimada para a amostra dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível; $S_{\bar{Y}_{pml}}^2$ é a variância média da variável Y estimada para a população dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível; $s_{\hat{R}_{ml}}$ é o erro padrão dos desvio quadrados dos parâmetros da razão (\hat{R}) estimada por amostragem dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível; $s_{\bar{Y}_{ml}}$ é o erro padrão médio da variável Y estimada para a amostra dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível, em m^3 ; $S_{\bar{Y}_{pml}}$ é o erro padrão médio da variável Y estimada para a população dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível, em m^3 ; \hat{R}_{ml} é o quociente do modelo por razão dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível, determinado em (38); n_{ml} é o número de indivíduos na amostra dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível; N_{ml} é o número de indivíduos na população dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível; $R_{ml}\%$ é o estimador da precisão dos desvios quadrados dos parâmetros da razão (\hat{R}) estimado por amostragem dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível, em porcentagem; $\bar{Y}_{ml}\%$ é a precisão da estimativa de Y da amostra dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível, em porcentagem; $\bar{Y}_{pml}\%$ é a precisão da estimativa de Y da população dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível; $v_{c_{jml}}$ é o volume comercial do j -ésimo indivíduo dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível, em metros cúbicos; $h_{c_{jml}}$ é a altura comercial do j -ésimo indivíduo dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível, em metros; d_{jml} é o diâmetro a 1,3 m do solo do j -ésimo indivíduo dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível, em metros; $t_{(\alpha)}$ é o valor de t da distribuição de Student; α é a probabilidade associada a distribuição t de Student (95%); π é a constante "PI" (3,1416...).

Com base nos estimadores por razão e formas de estratificação apresentados, a modelagem do volume comercial foi obtida seguindo-se os seguintes passos:

Passo 1: Calcular o volume comercial dos indivíduos cubados.

Passo 2: Ajustar razões para cada indivíduo, assim como descrito em (38).

Passo 3: Realizar a estratificação dos indivíduos por classe de d .

Passo 4: Estabelecer a estratificação dos indivíduos por classes l de

quociente do modelo por razão (\hat{R}) dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível, assim como descrito em (65).

Passo 5: Aplicar análise discriminante dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível, para verificar se a estratificação da l -ésima classe do segundo nível foi apropriada.

Passo 6: Realocar os indivíduos dentro da l -ésima classe do segundo nível conforme análise discriminante.

Passo 7: Gerar os estimadores por razão dentro do m -ésimo estrato do primeiro nível e da l -ésima classe do segundo nível.

Passo 8: De posse dos novos estimadores por razão, verificar, via análise gráfica, ocorrência ou não de homoscedasticidade.

Passo 9: Com resíduos homoscedásticos e as precisões desejadas, a modelagem é concluída.

Dado o alto número de espécies, a amplitude de diâmetro elevada, para se obter maior precisão das estimativas de volume comercial e corrigir a heteroscedasticidade dos resíduos foi efetuada a estratificação dos volumes comerciais em dois estágios seguindo a metodologia descrita por Péllico Netto e Behling (2019) e Trautenmüller (2019), sendo: *i*) a primeira estratificação foi efetuada por estrato de diâmetro (m), a amplitude para cada estrato de d foi de 20 cm, portanto, 4 estratos, sendo: Estrato 1 $< 0,70$ m, Estrato 2: $0,70$ m \rightarrow $0,90$ m, Estrato 3: $0,90$ m \rightarrow $1,10$ m e Estrato 4: $\geq 1,10$ m e; *ii*) o segundo nível de estratificação foi efetuada dentro de cada estrato m de d , o qual consistiu na estratificação por classe l de \hat{R} , sendo determinada a amplitude total de \hat{R} dentro de cada estrato m de d e dividido por quatro, assim como apresentado em (65).

$$C_{ml} = \frac{(\hat{R}_{m_{\max}} - \hat{R}_{m_{\min}})}{4} \quad (65)$$

Em que C_{ml} é o intervalo de classe l ($1 \dots 4$) para cada estrato m ($1 \dots 4$) de d ; $\hat{R}_{m_{\max}}$ é o quociente do modelo por razão máximo no estrato m ($1 \dots 4$) de d ; $\hat{R}_{m_{\min}}$ é o quociente do modelo por razão mínimo no estrato m ($1 \dots 4$) de d .

Para o estudo da capacidade discriminatória das características, a análise discriminante, descrita por Anderson (2003), foi utilizada a partir de informações de indivíduos conhecidos e sabidamente pertencentes a cada m -ésimo estrato do primeiro nível e l -ésima classe do segundo nível. A partir dessas informações são

geradas funções de combinações lineares das características avaliadas (Classe de altura (CH) (capítulo 2); d_j , em centímetros; h_t , em metros; h_c , em metros; diâmetro a 0,3 m do solo ($d_{0,3j}$), em metros; diâmetro a 2,0 m do solo (d_{2j}); espécie; área basal do indivíduo (g_j), em metros quadrados; volume do cilindro em relação a d_j (v_{cil}), em metros cúbicos; diâmetro a 1,3 m do solo em metros (d); d_j , em cm, elevado ao quadrado multiplicado por h_c ($d^2 h_c$); e d_j , em cm, elevado ao quadrado (d^2) e que tem por finalidade promover a melhor discriminação entre os indivíduos (NOGUEIRA et al., 2008), visando a uniformização das variáveis em uma única escala, optou-se pela padronização de tais características.

Para estabelecer a função discriminante de Anderson (2003), foram consideradas as populações Π_{ml} , ($m=1,2,3,4$) e ($l=1,2,3,4$). Para desenvolver o classificador é necessário fazer algumas pressuposições para o modelo da função discriminante, sendo elas: i) cada população Π_{ml} apresenta distribuição normal multivariada; ii) As somas das " p_i " probabilidades a priori de ocorrência das populações é $\sum_{i=1}^n p_i = 1$ e; iii) As populações apresentam valores iguais de má classificação.

Portanto, considerando que as Π_{ml} l -ésima classe do segundo nível apresentam distribuição normal multivariada a função discriminante é descrita em Eq. (66).

$$D_i(\tilde{x}) = -\frac{1}{2} \ln |\Sigma_i| - \frac{1}{2} [\tilde{x} - \tilde{\mu}_i]' \Sigma_i^{-1} [\tilde{x} - \tilde{\mu}_i] + \ln(p_i), i=1,2,\dots,\Pi_{ml} \quad (66)$$

Considerando a igualdade das matrizes de covariâncias, então os componentes constantes para todo " i " pode ser retirado e a função discriminante pode ser representada como em (67).

$$D_i(\tilde{x}) = L_i \tilde{x} - \frac{1}{2} L_i \tilde{\mu}_i + \ln(p_i) \quad (67)$$

Sendo que,

$$\tilde{L}_i = \Sigma^{-1} \tilde{\mu}_i \quad (68)$$

Em que: $D_i(\tilde{x})$ é a função discriminante da população “i” do vetor aleatório \tilde{x} ; Σ_i é a matriz de covariância da população “i”; \tilde{x} é o vetor aleatório de características; $\tilde{\mu}_i$ é o vetor de médias da população “i”; p_i é a probabilidade de ocorrência da população “i”; Σ^{-1} é a inversa da matriz de covariância comum das \prod_{ml} classes.

A regra de classificação para alocar um indivíduo ‘x’ na análise discriminante de Anderson é classificar ‘x’ em \prod_{ml} se e somente se:

$$D_i(\tilde{x}) = \max(D_{m1}(\tilde{x}), D_{m2}(\tilde{x}), D_{m3}(\tilde{x}), D_{m4}(\tilde{x})) \quad (69)$$

Em que: $D_{m1}(\tilde{x})$ é valor da função discriminante da classe 1 da l -ésima classe do segundo nível para o vetor de características \tilde{x} ; $D_{m2}(\tilde{x})$ é valor da função discriminante da classe 2 da l -ésima classe do segundo nível para o vetor de características \tilde{x} ; $D_{m3}(\tilde{x})$ é valor da função discriminante da classe 3 da l -ésima classe do segundo nível para o vetor de características \tilde{x} ; $D_{m4}(\tilde{x})$ é valor da função discriminante da classe 4 da l -ésima classe do segundo nível para o vetor de características \tilde{x} .

Para comparar os estimadores por razão com os estimadores por regressão, foram utilizados o modelo de volume de Schumacher e Hall (1933) (70) ajustado com os dados do presente estudo; e a equação desenvolvida pela FUNTAC (1990) (71); e, também, o modelo de afilamento de Kernel (capítulo 3 – RKDE). A qualidade dos ajustes foi avaliada por meio de análise gráfica dos resíduos, erro padrão da estimativa ($s_{yx}\%$) (72) e pseudo-coeficiente de determinação (r^2), o qual é dado pelo quadrado do coeficiente de correlação linear de Pearson (r) (73) entre os valores observados e estimados.

$$\hat{v}_{c_j} = \beta_0 d_j^{\beta_1} h_{c_j}^{\beta_2} + \varepsilon_i \quad (70)$$

$$\hat{v}_{c_j} = 1,05 * 10^{-4} d_j^{1,9570} h_{c_j}^{0,7515} \quad (R^2_{aj.} = 0,9844) \quad (71)$$

$$s_{yx}\% = \frac{\sqrt{\frac{(\hat{v}_{c_j} - v_{c_j})^2}{n - p - 1}}}{\bar{v}_c} 100 \quad (72)$$

$$r^2_{(v_c, \hat{v}_c)} = \left(\frac{\sum_i ((v_{c_j} - \bar{v}_{c_j})(\hat{v}_{c_j} - \bar{\hat{v}}_{c_j}))}{\sqrt{\left(\sum_i (v_{c_j} - \bar{v}_{c_j})^2 \sum_i (\hat{v}_{c_j} - \bar{\hat{v}}_{c_j})^2\right)}} \right)^2 \quad (73)$$

Em que: \hat{v}_{c_j} é o volume comercial estimado do j -ésimo indivíduo, em m³; β_0 , β_1 e β_2 são os coeficientes do modelo; d_j é diâmetro a 1,3 m do solo do j -ésimo indivíduo, em centímetros; h_{c_j} é a altura comercial do j -ésimo indivíduo, em metros; ε_i é o erro do modelo; $s_{yx} \%$ é o erro padrão da estimativa para o volume comercial, em porcentagem; v_{c_j} é o volume comercial observado do j -ésimo indivíduo, em m³; n é o número de observações; p é o número de parâmetros no modelo; \bar{v}_{c_j} é a média do volume comercial observado, em m³; $\bar{\hat{v}}_{c_j}$ é a média do volume comercial estimado, em m³.

Com as estatísticas de qualidade de ajuste satisfatórias, estimou-se o volume para o banco de dados de validação e os estimadores foram comparados utilizando as estatísticas Viés (74), erro médio absoluto (MAE) (75), erro quadrático médio (MSE) (76) e raiz quadrada do erro médio (RMSE) (77), assim como indicado por: Figueiredo-Filho et al. (1996); Trautenmüller (2019); Péllico Netto e Behling (2019).

Para a seleção do melhor estimador, foi utilizada a metodologia do valor ponderado (78), na qual foi dada a menor nota para a melhor estatística e a maior nota para a pior estatística avaliada e o estimador que recebeu a menor soma de VP foi considerada a indicada, análise gráfica dos valores estimados com os observados e gráfico Quantil-Quantil.

$$VIÉS = \frac{1}{n_m} \sum_{j=1}^n (v_{c_{jm}} - \hat{y}_{c_{jm}}) \quad (74)$$

$$MAE = \frac{1}{n_m} \sum_{j=1}^n (|v_{c_{jm}} - \hat{y}_{c_{jm}}|) \quad (75)$$

$$MSE = \frac{1}{n_m} \sum_{j=1}^n (v_{c_{jm}} - \hat{y}_{c_{jm}})^2 \quad (76)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n_m} \sum_{j=1}^n (v_{c_{jm}} - \hat{y}_{c_{jm}})^2} \quad (77)$$

$$VP = \sum_{i=1}^n Nr_{im} * P_{im} \quad (78)$$

Em que: VIÉS é o desvio médio entre os valores observados e estimados; n_m é o número de observações dentro do m -ésimo estrato de d ; $v_{c_{jm}}$ é o volume comercial observado do j -ésimo indivíduo e dentro do m -ésimo estrato de d , em m^3 ; $\hat{y}_{c_{jm}}$ é o volume comercial estimado do j -ésimo indivíduo e dentro do m -ésimo estrato de d , em m^3 ; MAE é o erro médio absoluto; MSE é o erro quadrático médio; RMSE é a raiz quadrada do erro médio; VP é o valor ponderado; $N_{r_{im}}$ é o número de registros na i -ésima colocação e dentro do m -ésimo estrato de d ; e P_{im} é o peso da i -ésima colocação e dentro do m -ésimo estrato de d .

4.3 RESULTADOS

Com os dados de volume das 476 árvores de espécies comercialmente exploradas na Floresta Estadual do Antimary (FEA), estas foram divididas em dois grupos sendo denominados Ajuste com 416 observações e Validação com 60 observações, para os quais se obteve as estatísticas descritivas, que estão apresentadas na TABELA 4.1. O erro amostral (E_r) mais elevado (11,06%) foi encontrado para a variável v_c no grupo validação, enquanto o $cv\%$ foi de 51,26% para a variável v_c no grupo ajuste.

TABELA 4.1 - ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DAS VARIÁVEIS v_c , d e h_c DE FUSTES CUBADOS DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

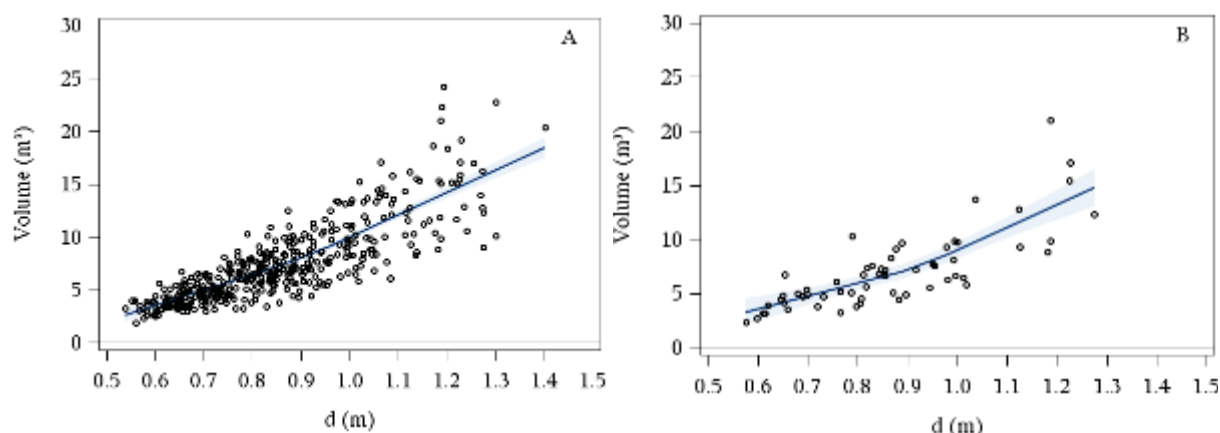
	Variável	n	\bar{x}	s	$cv\%$	$s_{\bar{x}}^2$	$s_{\bar{x}}$	$E_r\%$
Ajuste	$v_c (m^3)$	416	7.4711	3.7136	49,71	0.0332	0.1821	4,02
	d (cm)	416	0.85	0.18	20.68	0.73	0.01	1.67
	h_c (m)	416	18,83	4,09	21,74	0,02	0,20	1,76
	$v_c (m^3)$	60	7.0032	3.5902	51.26	0.2148	0.4635	11,06
Validação	d (cm)	60	0.86	0.18	20.90	0.26	0.02	4.51
	h_c (m)	60	17.62	3.96	22.48	0.15	0.51	4.85

FONTE: O autor (2020)

Em que: \bar{x} é média aritmética; s é desvio padrão; $s_{\bar{x}}^2$ é variância da média; $s_{\bar{x}}$ é erro padrão; $E_r\%$ é erro de amostragem relativo; $cv(\%)$ é coeficiente de variação; e n é número de observações.

Os dados de v_c estão apresentados na FIGURA 4.1, e os gráficos de dispersão plotados para os v_c , juntamente com uma linha de regressão de Kernel, seguindo metodologia descrita por Bi (2000) e López-Martínez et al. (2019). A análise gráfica avaliada a partir das informações da TABELA 4.1 facilita o entendimento do comportamento dos dados, bem como a presença de pontos duvidosos (“*outliers*”). A variável v_c apresentou distribuição normal de acordo com o teste de Shapiro-Wilk ($p \geq 0.05$).

FIGURA 4.1 - DISTRIBUIÇÃO DO VOLUME COMERCIAL CUBADO PARA OS GRUPOS DE DADOS DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA, EM QUE: A) AJUSTE E B) VALIDAÇÃO DOS INDIVÍDUOS CUBADOS.



FONTE: O autor (2020)

O estimador por razão e sua precisão para o ajuste com os dados sem estratificação estão apresentados na TABELA 4.2. Os estimadores com os dados sem estratificação apresentaram erro padrão da estimativa elevado e heteroscedasticidade, como encontrado no presente trabalho (FIGURA 4.2). Adicionalmente, gráficos dos volumes estimados (m^3) com os volumes observados (m^3) (FIGURA 4.3.A) e gráfico quantil-quantil (FIGURA 4.3.B) indicam que o estimador é tendencioso e não apresenta normalidade de resíduos. Para superar tais problemas, a opção foi a estratificação dos dados e, para isso, foram utilizados dois estágios de estratificação, sendo o primeiro em nível de d ($m=1...4$) e o segundo estágio pela separação em nível de \hat{R} ($l=1...4$) para cada árvore, dentro de cada m estrato de d .

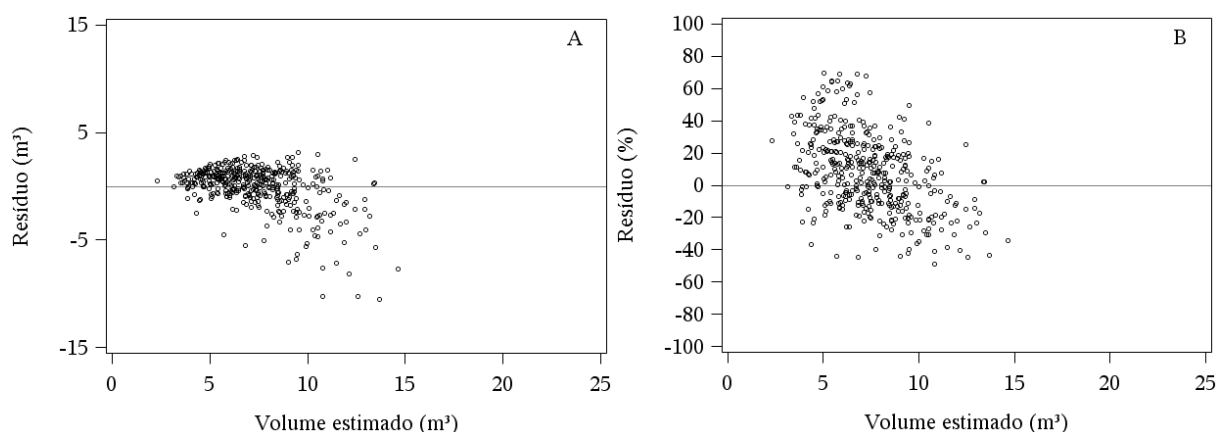
TABELA 4.2 - ESTIMADOR POR RAZÃO PARA O CONJUNTO DE DADOS DE AJUSTE COM SUA PRECISÃO PARA ETIMATIVA DE VOLUME COMERCIAL DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

Variável	n	\hat{R}	\bar{v}_c	$v_{c_{min}}$	$v_{c_{max}}$	s_{yx}	$s_{yx} \%$	r^2
v_c	416	-	7,4711	1,8090	24,2330	-	-	-
\hat{v}_c	416	0,823629	7,3591	2,3122	14,6467	2,077	27,8	0,761

FONTE: O autor (2020)

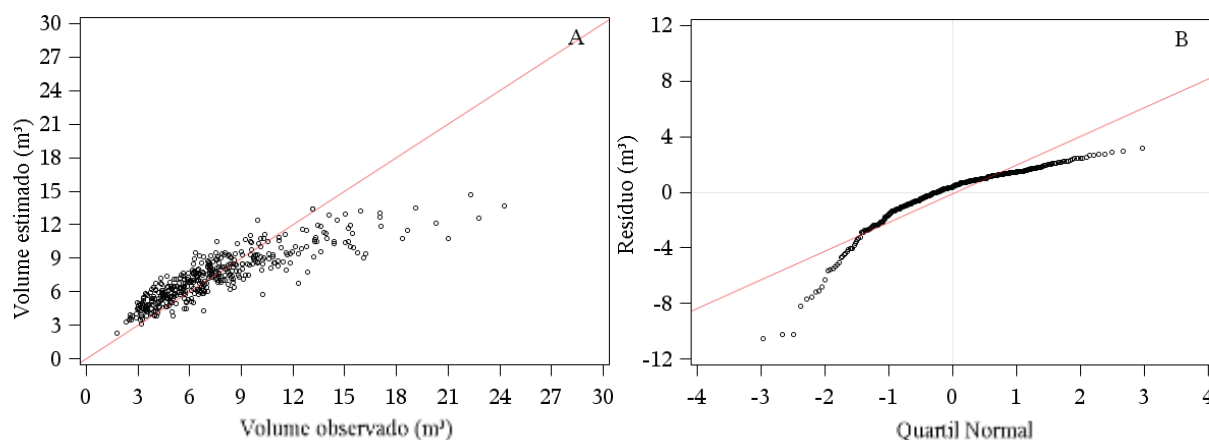
Em que: n é o número de observações; \hat{R} é o valor do quociente do estimador por razão para o conjunto geral dos dados; \bar{v}_c é o volume comercial médio da amostra, em m^3 ; $v_{c_{min}}$ é o volume comercial mínimo da amostra, em m^3 ; $v_{c_{max}}$ é o volume comercial máximo da amostra, em m^3 ; s_{yx} é o erro padrão da estimativa, em m^3 ; $s_{yx} \%$ é o erro padrão da estimativa, em porcentagem; r^2 é a correlação de Pearson ao quadrado entre v_c e \hat{v}_c ; v_c é o volume comercial observado, em m^3 ; \hat{v}_c é o volume comercial estimado por razão, em m^3 .

FIGURA 4.2 - RESÍDUOS PARA VOLUME COMERCIAL OBTIDOS COM ESTIMADOR POR RAZÃO PARA VOLUME COMERCIAL DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA, SENDO A) RESÍDUO EM m^3 E B) RESÍDUO EM %.



FONTE: O autor (2020)

FIGURA 4.3 - COMPARAÇÃO ENTRE OS VALORES ESTIMADOS E OBSERVADOS (A) E GRÁFICO QUANTIL-QUANTIL (B) PARA PREDIZER O VOLUME COMERCIAL DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.



FONTE: O autor (2020)

Para auxiliar na classificação dos grupos no segundo estágio a posteriori, a discriminação foi avaliada com o auxílio da análise discriminante de Anderson (2003) descrito em (66), cujos resultados estão apresentados na TABELA 4.3.

TABELA 4.3 - COEFICIENTES DE FUNÇÕES DISCRIMINANTES CANÔNICAS PADRONIZADOS PARA CLASSIFICAÇÃO NO SEGUNDO ESTÁGIO DE ESTRATIFICAÇÃO DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

m	var	ch	dap	h_t	h_c	$d_{0,3_j}$	d_{2_j}	sp	g_j	v_{cil}	λ	p
1	Can1	1,34	-15,54	1,86	-0,77	0,25	1,78	-0,24	13,43	-0,06	0,251*	0,757
	Can2	1,88	5,20	2,45	-5,75	-0,65	0,58	-0,09	-9,72	7,22	0,652*	0,219
	Can3	2,82	7,65	3,31	4,37	-0,03	0,18	0,08	-7,40	-5,23	0,952 ^{ns}	0,024
2	Can1	0,11	3,87	0,23	-0,42	0,22	1,44	0,06	-4,58	-0,17	0,428*	0,832
	Can2	2,90	-8,23	2,48	0,15	-0,44	-0,50	-0,02	8,05	-0,35	0,833*	0,106
	Can3	0,58	12,23	0,80	-4,74	0,36	-0,43	0,09	-15,07	5,30	0,934 ^{ns}	0,062
3	Can1	-1,28	4,33	-0,96	-2,66	0,04	1,16	0,08	-5,28	2,67	0,507*	0,801
	Can2	-1,69	-18,97	-1,78	3,88	-0,05	-0,45	0,61	22,09	-4,59	0,851 ^{ns}	0,133
	Can3	2,09	11,48	2,38	-3,82	0,48	-0,57	-0,01	-13,50	4,70	0,947 ^{ns}	0,066
4	Can1	0,37	-1,03	0,46	-5,94	0,30	1,39	-0,25	-3,31	7,17	0,247*	0,792
	Can2	-0,18	3,08	-0,18	6,34	0,78	0,10	-0,02	0,52	-7,71	0,674 ^{ns}	0,174
	Can3	0,03	-17,44	-0,03	3,69	-0,36	0,17	0,76	19,10	-3,65	0,930 ^{ns}	0,034

FONTE: O autor (2020)

Em que: m é o estrato do m -ésimo estrato de d ; var é a função discriminante; ch é classe de altura; dap é o diâmetro a 1,3m do solo, em centímetros; h_t é a altura total, em metros; h_c é a altura comercial, em metros; $d_{0,3_j}$ é diâmetro a 0,3 m do solo, em metros; d_{2_j} é diâmetro a 2,0 m do solo, em metros; sp é a espécie; g_j é área basal do indivíduo, em metros quadrados; v_{cil} é volume do cilindro em relação

a d_j , em metros cúbicos; λ é o teste de wilks' lambda; ^{ns} é não significativo à 95% de probabilidade; * é significativo à 95% de probabilidade; p é a proporção que cada função discriminante explica na classificação em função dos autovalores.

A função canônica padronizada 1 foi significativa a 95% em todos os estratos, ao passo que a função canônica padronizada 2 foi significativa a 95% apenas no estrato 1 e 2. Por outro lado, a função canônica padronizada 3 não foi significativa a 95% nos estratos. A taxa de acerto foi determinada por meio da matriz de confusão (TABELA 4.4), sendo possível observar a maior taxa de acerto no estrato 1 (71,27%), enquanto o estrato 3 foi o que resultou no menor acerto (57,42%).

TABELA 4.4 - MATRIZ DE CONFUSÃO PARA AVALIAR A CLASSIFICAÇÃO DO SEGUNDO ESTÁGIO DE ESTRATIFICAÇÃO UTILIZANDO ANÁLISE DESCRIMINANTE DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

Estrato	Classe	Classe				n	PC(%)
		1	2	3	4		
1	1	85,71 (6)	14,29 (1)	0 (0)	0 (0)	7	71,27
	2	3,33 (1)	73,33 (22)	23,33 (7)	0 (0)	30	
	3	0 (0)	20,51 (8)	74,36 (29)	5,13 (2)	39	
	4	0 (0)	0 (0)	44,44 (8)	55,56 (10)	18	
	<i>pi</i>	0,07447	0,31915	0,41489	0,19149	94	
2	1	46,43 (13)	53,57 (15)	0 (0)	0 (0)	28	65,73
	2	5,81 (5)	82,56 (71)	10,47 (9)	1,16 (1)	86	
	3	3,64 (2)	41,82 (23)	52,73 (29)	1,82 (1)	55	
	4	0 (0)	22,22 (2)	33,33 (3)	44,44 (4)	9	
	<i>pi</i>	0,1573	0,48315	0,30899	0,05056	178	
3	1	37,5 (3)	62,5 (5)	0 (0)	0 (0)	8	57,42
	2	3,57 (1)	53,57 (15)	35,71 (10)	7,14 (2)	28	
	3	2,22 (1)	17,78 (8)	68,89 (31)	11,11 (5)	45	
	4	0 (0)	10 (2)	45 (9)	45 (9)	20	
	<i>pi</i>	0,07921	0,27723	0,44554	0,19802	101	
4	1	28,57 (2)	57,14 (4)	14,29 (1)	0 (0)	7	67,44
	2	0 (0)	75 (9)	25 (3)	0 (0)	12	
	3	0 (0)	17,65 (3)	76,47 (13)	5,88 (1)	17	
	4	0 (0)	0 (0)	28,57 (2)	71,43 (5)	7	
	<i>pi</i>	0,16279	0,27907	0,39535	0,16279	43	

FONTE: O autor (2020)

Em que: n é o número de observações do m -ésimo estrato de d e da l -ésima classe de \hat{R} ; PC(%) é a taxa de acerto para a classificação dentro do m -ésimo estrato de d e da l -ésima classe; pi é a probabilidades a priori de ocorrência das amostras.

Com a análise discriminante tida como satisfatória na questão de taxa de acerto procedeu-se com o ajuste dos novos estimadores por razão com dois estágios de estratificação, os quais estão apresentados na TABELA 4.5, juntamente com os coeficientes e qualidade de ajuste do modelo de Schumacher e Hall (1933), ajustado aos dados deste trabalho. Esses modelos apresentaram os seus coeficientes estimados significativos a uma probabilidade de 95%.

As estatísticas de precisão demonstram uma superioridade para os estimadores por razão, visto que o erro padrão da estimativa foi superior em todas os estratos m de diâmetros, tendo o estrato 1 resultado em menor erro ($s_{yx} \% = 6.89\%$), para o mesmo estrato o maior erro ($s_{yx} \% = 26.97\%$) foi encontrado na equação FUNTAC. O estrato 3 apresentou os maiores erros ($s_{yx} \% = 28.54\%$) comparado com outros. O estimador por razão apresentou os melhores valores de r^2 , variando de 0,926 a 0,729.

TABELA 4.5 - ESTIMADORES DE VOLUME COMERCIAL AJUSTADO POR RAZÃO, REGRESSÃO NÃO-LINEAR E REGRESSÃO NÃO-PARAMÉTRICA DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

(continua)

Estimador	m	l	\hat{R}	b0	b1	b2	s_{yx}	$s_{yx} \%$	r^2
Razão	1	1	0,8670	-	-	-	0,2807	6,89	0,926
		2	1,0049	-	-	-			
		3	1,0964	-	-	-			
		4	1,2209	-	-	-			
	2	1	0,6490	-	-	-	0,8039	12,40	0,789
		2	0,8614	-	-	-			
		3	1,0260	-	-	-			
		4	1,2712	-	-	-			
	3	1	0,2264	-	-	-	1,4542	15,29	0,729
		2	0,5124	-	-	-			
		3	0,7470	-	-	-			
		4	1,0750	-	-	-			
	4	1	-0,3924	-	-	-	2,0436	14,39	0,774
		2	0,0121	-	-	-			
		3	0,3929	-	-	-			
		4	0,8834	-	-	-			
	Geral		-	-	-	-	1,0943	14,65	0,914

TABELA 4.5 - ESTIMADORES DE VOLUME COMERCIAL AJUSTADO POR RAZÃO, REGRESSÃO NÃO-LINEAR E REGRESSÃO NÃO-PARAMÉTRICA DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

(conclusão)

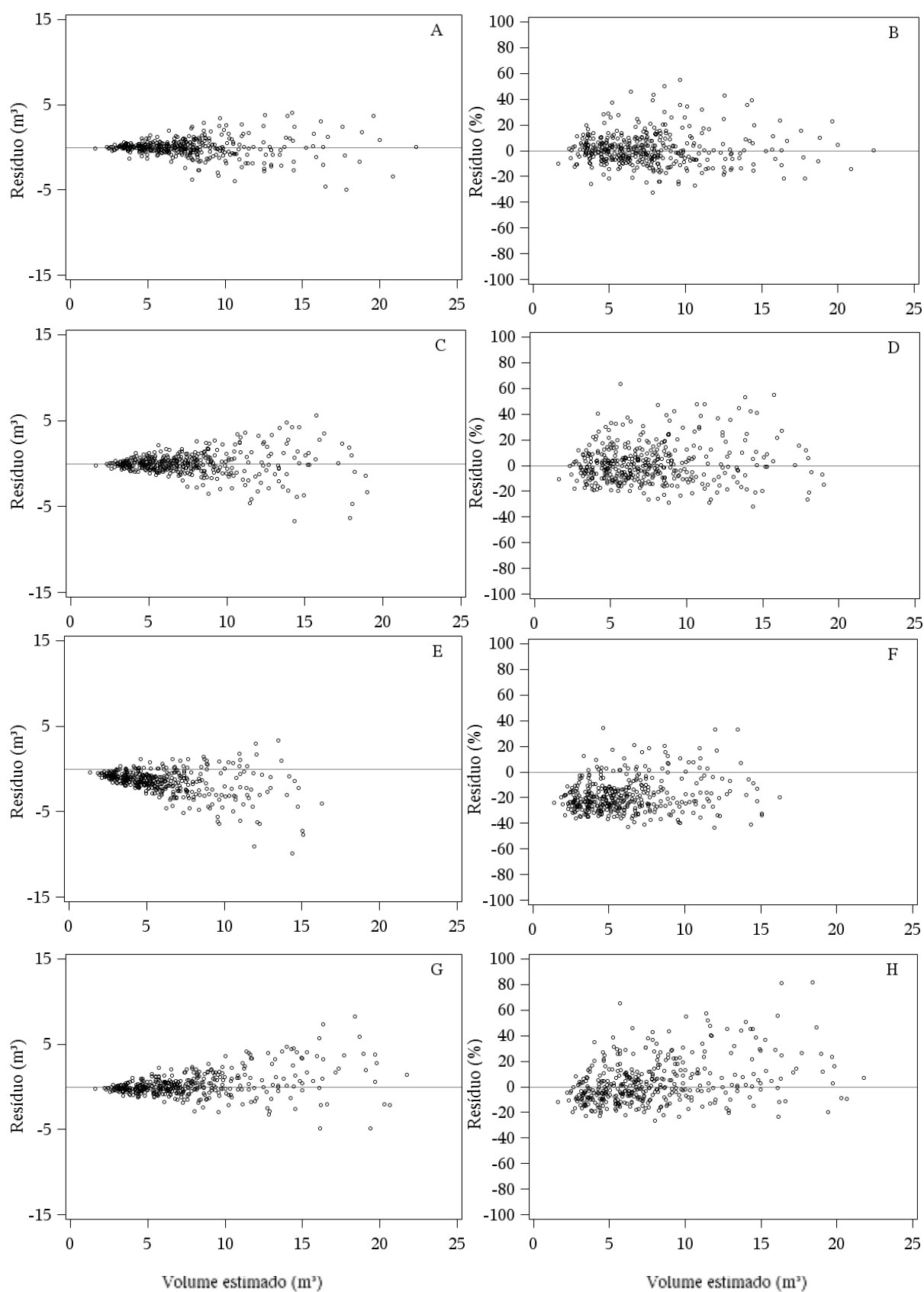
Estimador	m	l	\hat{R}	b0	b1	b2	S_{yx}	$S_{yx} \%$	r^2
Schumacher e Hall (1933)	1	-	-	0,000182	1,7750	0,9161	0,4009	9,84	0,848
	2	-	-				0,8360	12,90	0,774
	3	-	-				1,6278	17,11	0,664
	4	-	-				3,0056	21,17	0,494
	Geral		-				1,3547	18,13	0,867
FUNTAC (1990)	1	-	-	0,000105	1,957	0,751	1,0991	26,97	0,848
	2	-	-				1,7194	26,53	0,767
	3	-	-				2,3551	24,76	0,661
	4	-	-				4,0530	28,54	0,465
	Geral		-				2,1038	28,16	0,860
RKDE	1	-	-				0,5086	12,48	0,843
	2	-	-				0,8574	13,23	0,765
	3	-	-				1,7681	18,58	0,675
	4	-	-				3,4563	24,34	0,470
	Geral		-				1,5057	20,15	0,861

FONTE: O autor (2020)

Em que: m é o estrato de d ; l é a classe de \hat{R} ; \hat{R} é o quociente do estimador por razão; b0, b1 e b2 são os coeficientes dos modelos de regressão; S_{yx} é o erro padrão da estimativa, em m³; $S_{yx} \%$ é o erro padrão da estimativa em porcentagem; r^2 é o coeficiente de correlação de Pearson ao quadrado.

A comparação dos resíduos dos estimadores por razão, Schumacher e Hall (1933), FUNTAC (1990) e RKDE estão apresentados na FIGURA 4.4.

FIGURA 4.4 - RESÍDUOS DAS ESTIMATIVAS DE VOLUME COMERCIAL AOS DADOS DE AJUSTE DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

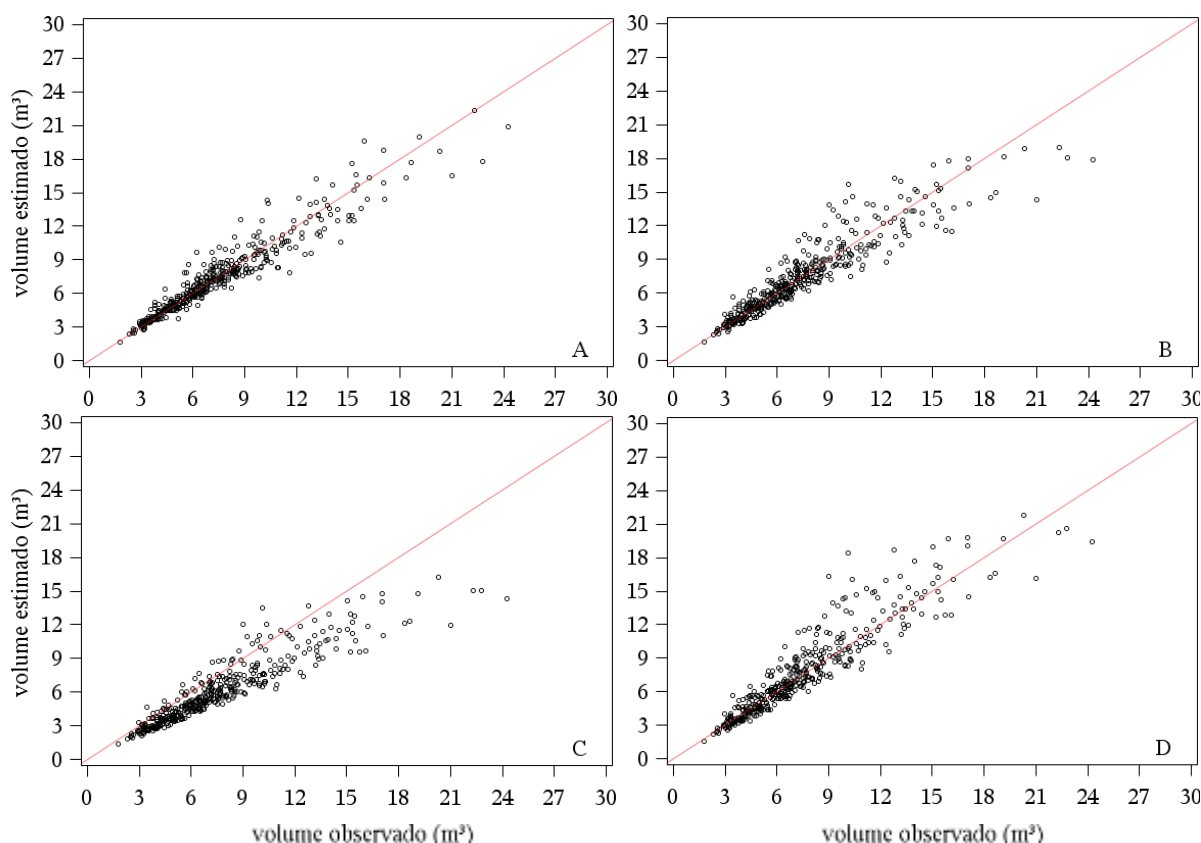


FONTE: O autor (2020)

LEGENDA: A) Resíduo absoluto (m^3) para o estimador por razão. B) Resíduo em porcentagem para o estimador por razão. C) Resíduo absoluto (m^3) para o modelo de Schumacher e Hall (1933). D) Resíduo em porcentagem para o modelo de Schumacher e Hall (1933). E) Resíduo absoluto (m^3) para o modelo de Schumacher e Hall (1933) apresentado em FUNTAC (1990). F) Resíduo em porcentagem para o modelo de Schumacher e Hall (1933) apresentado em FUNTAC (1990); G) Resíduo absoluto (m^3) para a regressão não-paramétrica de KERNEL (RKDE), apresentada no Capítulo II). I) Resíduo em porcentagem para a regressão não-paramétrica de KERNEL (RKDE), apresentada no Capítulo II).

Na FIGURA 4.4.C, FIGURA 4.4.E e FIGURA 4.4.G é perceptível a ocorrência de heteroscedasticidade, o que não ocorre na FIGURA 4.4.A. Na FIGURA 4.4.E e FIGURA 4.4.F é bem pronunciada a presença de tendenciosidade nas estimativas de volume comercial de indivíduos em toda a dispersão dos dados. Para complementar a análise gráfica das estimativas dos volumes comerciais, foram plotados os volumes comerciais estimados em função dos observados (FIGURA 4.5).

FIGURA 4.5 - COMPARAÇÃO ENTRE OS VALORES ESTIMADOS E OBSERVADOS PARA PREDIZER O VOLUME COMERCIAL DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.



FONTE: O autor (2020)

LEGENDA: A) Estimador por razão; B) Modelo volumétrico de Schumacher e Hall (1933) ajustado com os dados do presente estudo; C) Modelo de volume de Schumacher e Hall (1933) descrito por FUNTAC (1990); D) Regressão não paramétrica de Kernel (RKDE).

As estimativas por razão (FIGURA 4.5.A) e RKDE (FIGURA 4.5.D) não apresentaram tendência, enquanto nas equações de Schumacher e Hall (1933) (FIGURA 4.5.B) e FUNTAC (FIGURA 4.5.C) foram perceptíveis as tendências em subestimar volumes comerciais maiores.

Na TABELA 4.6 estão apresentadas as estatísticas de validação para comparação entre os estimadores por razão e regressão (paramétrica e não-paramétrica) para os m -ésimos estratos de d .

TABELA 4.6 - ESTATÍSTICAS DE VALIDAÇÃO OBTIDAS PARA COMPARAÇÃO DOS ESTIMADORES POR RAZÃO E REGRESSÃO (PARAMÉTRICA E NÃO-PARAMÉTRICA) NAS DIFERENTES CLASSES DE DIÂMETRO, PARA O VOLUME COMERCIAL DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

Estrato	Estatística	Estimador			
		Razão	Schumacher e Hall (1933)	FUNTAC (1990)	RKDE
1	VIÉS	0.014 (1)	0.119 (2)	1.062 (4)	0.365 (3)
	MAE	0.217 (1)	0.251 (2)	1.062 (4)	0.391 (3)
	MSE	0.074 (1)	0.123 (2)	1.336 (4)	0.258 (3)
	RMSE	0.272 (1)	0.350 (2)	1.156 (4)	0.508 (3)
	VP	4	8	16	12
2	VIÉS	0.063 (2)	0.132 (3)	1.291 (4)	-0.002 (1)
	MAE	0.505 (1)	0.575 (2)	1.323 (4)	0.638 (3)
	MSE	0.469 (1)	0.545 (2)	2.618 (4)	0.649 (3)
	RMSE	0.685 (1)	0.739 (2)	1.618 (4)	0.805 (3)
	VP	5	9	16	10
3	VIÉS	-0.456 (1)	-1.017 (3)	0.576 (2)	-1.505 (4)
	MAE	1.354 (1)	1.532 (3)	1.432 (2)	1.790 (4)
	MSE	2.148 (1)	3.514 (2)	3.933 (3)	4.376 (4)
	RMSE	1.704 (1)	1.875 (3)	1.713 (2)	2.092 (4)
	VP	4	11	9	12
4	VIÉS	-0.082 (1)	-0.273 (2)	1.884 (4)	-1.875 (3)
	MAE	1.442 (1)	2.011 (2)	2.500 (3)	3.090 (4)
	MSE	3.754 (1)	8.912 (2)	13.468 (4)	11.532 (3)
	RMSE	1.938 (1)	2.985 (2)	3.670 (4)	3.396 (3)
	VP	4	8	15	13

FONTE: O autor (2020)

As análises gráficas dos dados de validação estão apresentadas na FIGURA 4.6, nas quais avaliou-se que a FIGURA 4.6.A e FIGURA 4.6.B não apresentaram tendenciosidade e também apresentaram tendência de normalidade dos resíduos,

assim como foi possível avaliar nos gráficos Quantil-Quantil (*Quantile-Quantile Plot*). A FIGURA 4.6.C e FIGURA 4.6.E revelaram tendenciosidade em subestimar os maiores volumes.

FIGURA 4.6 - ANÁLISE GRÁFICA DOS RESÍDUOS PARA OS DADOS DE VALIDAÇÃO DE ESTIMADORES DO VOLUME COMERCIAL DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.

(continua)

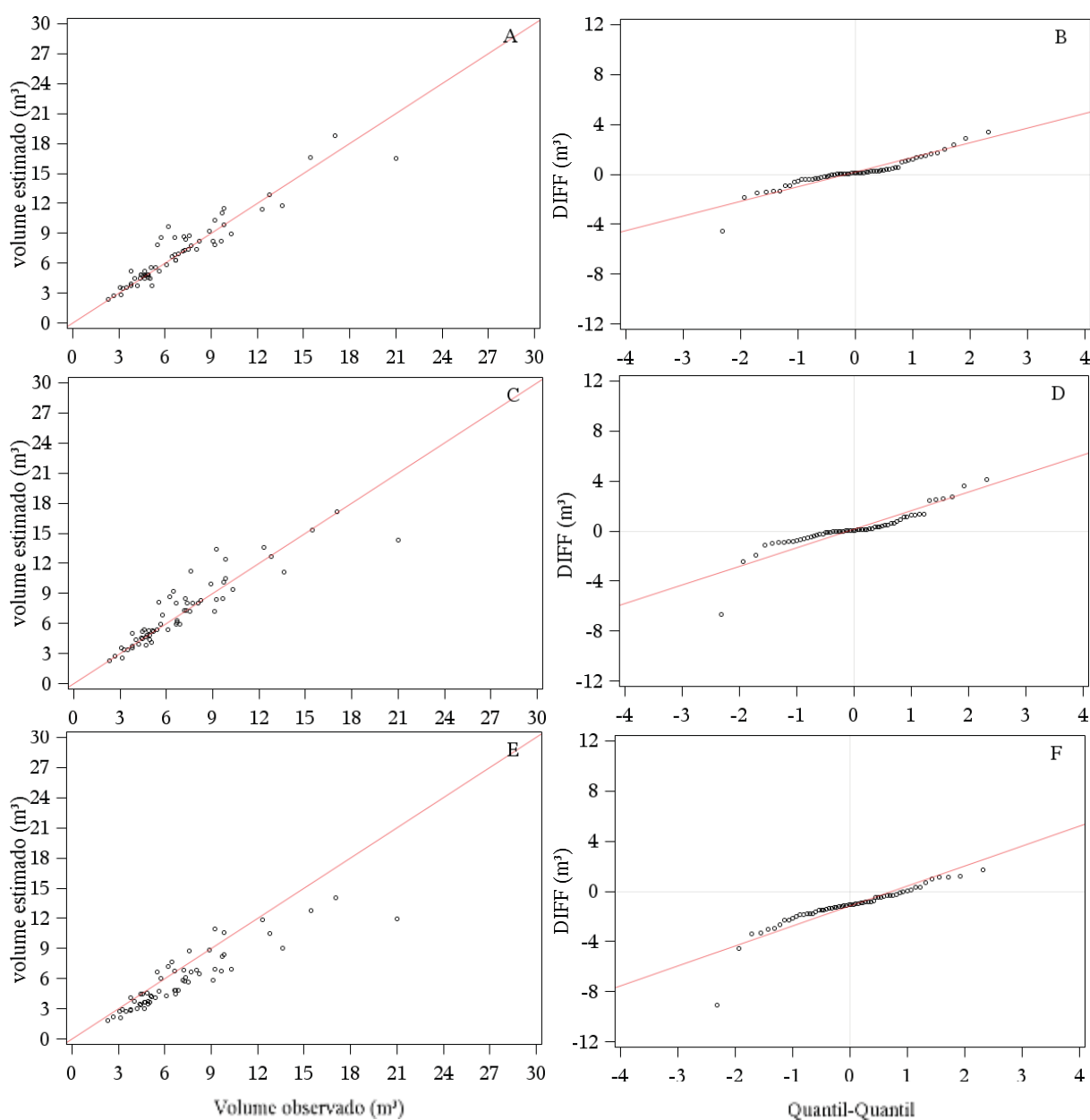
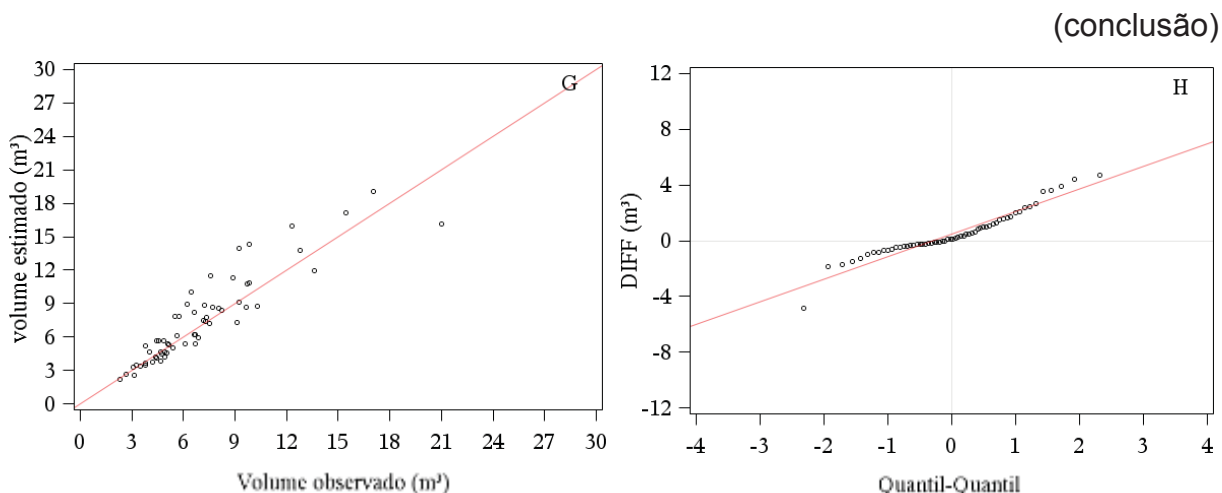


FIGURA 4.6 - ANÁLISE GRÁFICA DOS RESÍDUOS PARA OS DADOS DE VALIDAÇÃO DE ESTIMADORES DO VOLUME COMERCIAL DE ESPÉCIES COM INTERESSE COMERCIAL NO SUDOESTE DA AMAZÔNIA BRASILEIRA.



FONTE: O autor (2020)

LEGENDA: A) Relação volume estimado-volume observado no estimador por razão; B) Avaliação da normalidade dos resíduos pelo gráfico quantil-quantil no estimador por razão; C) Relação volume estimado-volume observado no modelo volumétrico de Schumacher e Hall (1933) ajustado com os dados do presente estudo; D) Avaliação da normalidade dos resíduos pelo gráfico quantil-quantil no modelo de Schumacher e Hall (1933); E) Relação volume estimado-volume observado no modelo de volume de Schumacher e Hall (1933) descrito por FUNTAC (1990); F) Avaliação da normalidade dos resíduos pelo gráfico quantil-quantil no modelo da FUNTAC (1990); G) Relação volume estimado-volume observado na regressão não paramétrica de Kernel (RKDE); H) Avaliação da normalidade dos resíduos pelo gráfico quantil-quantil na regressão de Kernel (RKDE).

4.4 DISCUSSÃO

As estatísticas descritivas detalhadas na TABELA 4.1 para as variáveis v_c , d e h_c asseguram boa representatividade da população, pois, assim como apresentado por Cysneiros et al. (2017) e Ter Steege et al. (2019), a floresta tropical Amazônica é composta por alta variabilidade de dados, caracterizada pela elevada diversidade estrutural e florística (OLIVEIRA; AMARAL, 2004; BASTIN et al., 2018; ANDRADE et al., 2019; ESQUIVEL-MUELBERT et al., 2019; PAPA et al., 2019). Os erros amostrais para o conjunto de dados de ajuste foram inferiores a 6% para todas as variáveis (v_c , d e h_c), porém o erro amostral para a variável v_c do grupo de validação mostrou-se elevado (10,70%), enquanto para as variáveis d e h_c o erro amostral se comportou semelhante aos encontrados para os dados de ajuste. Péllico Netto e Brena (1997) indicam que erros abaixo de 10% podem ser considerados apropriados para a variável

amostrada na população, sendo assim, pode-se considerar a amostragem como representativa.

Estima-se que existam aproximadamente 16.000 espécies de árvores em toda bacia amazônica (TER STEEGE et al., 2013; GIMENEZ et al., 2017). No entanto, existem poucos gêneros botânicos que representam quase metade de todas as árvores da Amazônia, como *Eschweilera*, *Protium* e *Euterpe* (OLIVEIRA et al., 2008; TER STEEGE et al., 2013; SILVA et al., 2015). As empresas madeireiras da região Amazônica exploram apenas alguns gêneros (GIMENEZ et al., 2015, 2017), nas estimativas de volume estas empresas acabam generalizando funções de volume para a floresta quando tais funções foram ajustadas para um número restrito de espécies (HIGUCHI; RAMM, 1985; NOGUEIRA et al., 2008), o que pode acarretar elevados erros de estimativas (CYSNEIROS et al., 2017).

Na literatura existem muitas equações de regressão desenvolvidas e ajustadas com a finalidade de gerar estimativas de volume comercial para grupos de espécies (GIMENEZ et al., 2015; VIDAL et al., 2016; WOORTMANN et al., 2018; ANDRADE et al., 2019), as quais geralmente apresentam erros padrões da estimativa elevados ($s_{jx} \% > 20\%$) (TONINI; BORGES, 2015; ROLIM et al., 2006; CYSNEIROS et al., 2017), além de apresentarem heteroscedasticidade dos resíduos (TRAUTENMÜLLER, 2019), devido a variabilidade dos fatores de forma dos fustes das árvores tropicais (LARSON, 1963; SILVA et al., 1994).

Os estimadores por razão e suas precisões apresentadas na TABELA 4.2 com os dados sem estratificação apresentaram tendências nas estimativas (FIGURA 4.2) e heteroscedasticidade (FIGURA 4.3). A heteroscedasticidade é um problema muito comum na modelagem florestal, especialmente na estimação de volumes (PARRESOL, 1993; LÓPEZ-MARTÍNEZ et al., 2019), razão pela qual optou-se por estratificar os dados e aplicar novamente o estimador por razão. Os dados foram estratificados seguindo a metodologia descrita por Trautenmüller (2019), sendo o primeiro nível de estratificação formado pelos estratos de tamanho (Classes de diâmetros) e o segundo nível formado pelos grupos de coeficientes por razão (38).

A análise discriminante aplicada para classificar os indivíduos dentro dos seus respectivos grupos no segundo estágio de estratificação foi considerada satisfatória. Para todos os estratos m de d , o teste de Wilks' Lambda (λ) foi significativo a 95% de probabilidade, indicando discriminação entre os grupos resultantes, assim como

descrito por Akindele e LeMay (2006) e Cysneiros et al. (2017). Ao comparar o grau de discriminação entre os estratos por meio do valor de Wilks' Lambda, os estratos 1, 2 e 3 ($\lambda < 0,001$) foram superiores ao do estrato 4 ($\lambda = 0,0056$), indicando maior discriminação entre eles, tais resultados demonstram que as funções discriminantes tem a capacidade de discriminar os valores observados nos grupos. A matriz de confusão (TABELA 4.4) expressa a taxa de acerto na classificação dos dados em seus respectivos grupos, permitindo concluir que todos os estratos m de diâmetro apresentaram classificação geral superior a 57 % de acerto, valores superiores aos apresentados por Phillips et al. (2004); Akindele e LeMay (2006); Cysneiros et al. (2017); Trautenmüller (2019), o que assegura prosseguir com os ajustes dos estimadores por razão estratificados.

A modelagem do volume comercial de espécies passíveis de exploração na região amazônica brasileira usando-se o estimador por razão mostrou-se promissora. Na TABELA 4.5 estão apresentadas as estatísticas de qualidade de ajustes para todos os modelos ajustados no presente trabalho, cujas estatísticas revelam ganhos na qualidade de ajuste em todos os estratos, apresentando uma amplitude de s_{yx} que vai de 6,89% (es=1) a 15,29% (es=3). O pseudo-coeficiente de determinação (r^2) também resultou em valores considerados bons, variando de 0,926 (es=1) a 0,729 (es=3). Resultados semelhantes foram encontrados por Lynch et al. (2017), utilizando modelos por razão para explicar o volume de espécies coníferas do hemisfério norte e Péllico Netto e Behling (2020) que utilizaram os estimadores por razão para estimar o volume de árvores individuais em plantios de *Acacia mearnsii* de Wild..

Os coeficientes e estatísticas de ajuste dos modelos de regressão estão apresentados na TABELA 4.5 e, de maneira geral, o r^2 manteve-se estável variando de (0,867 a 0,860). O modelo de Schumacher e Hall (1933) (70) resultou em bons ajustes no geral ($r^2 = 0,867$ e $s_{yx} = 18,13\%$), com destaques aos estratos 1 e 2, que apresentaram os maiores r^2 ($r^2 = 0,848$ e $r^2 = 0,774$) e menores $s_{yx} \%$ ($s_{yx} = 9,84\%$ e $s_{yx} = 12,90\%$) entre os estimadores de regressão. A função FUNTAC (1990) (71), no geral, resultou nas piores estatísticas de qualidade ($r^2 = 0,860$ e $s_{yx} = 28,26\%$), destacando-se os estratos 3 e 4 com os piores resultados de r^2 ($r^2 = 0,661$ e

$r^2 = 0,465$), além dos maiores valores de $s_{yx}\%$ ($s_{yx} = 24,76\%$ e $s_{yx} = 28,54\%$). Os resultados da qualidade de ajuste do modelo de afilamento de Kernel (RKDE), após determinado o volume estimado, apresentou valores de r^2 para a estimativa de volume considerados bons ($r^2 = 0,861$ e $s_{yx} = 20,15\%$). Os resultados obtidos pelos estimadores por razão e regressão são condizentes com os encontrados em outras pesquisas (CYSNEIROS et al., 2017; GIMENEZ et al., 2015, 2017; THAINES et al., 2010).

A análise gráfica do resíduo (FIGURA 4.4) demonstrou que a estratificação dos dados em dois estágios corrigiu a heteroscedasticidade do estimador por razão. Os estimadores obtidos por regressão não tiveram o mesmo sucesso, assim como mencionado por Parresol (1993); Lu e Zhang (2010); McRoberts et al. (2015); Vibrans et al. (2015); López-Martínez et al. (2019), os quais apresentaram os mesmos problemas de heteroscedasticidade ao aplicar modelos de regressão não-linear sem métodos de ponderação.

Assim, a escolha da equação que melhor estima os volumes comerciais de espécies passíveis de exploração na Floresta Estadual do Antimary (FEA) foi baseada nas estatísticas de precisão (TABELA 4.6), gráficos de volume estimado (m^3) com volume observado (m^3) (FIGURA 4.6.A, FIGURA 4.6.C, FIGURA 4.6.E e FIGURA 4.6.G) e análise dos resíduos por meio do gráfico Quantil-Quantil (FIGURA 4.6.B, FIGURA 4.6.D, FIGURA 4.6.F e FIGURA 4.6.H) para os estimadores testados. As estatísticas de precisão foram melhores em todos os estratos para o estimador por razão, com exceção para o estrato 2 na estatística VIÉS que foi melhor para o estimador RKDE. Os gráficos relação volume estimado-volume observado apresentou grande tendenciosidade de subestimativa em volumes comerciais $>10 m^3$ (FIGURA 4.6.C e FIGURA 4.6.E) nos estimadores por regressão nas equações (70) e (71), não tendo o mesmo fato ocorrido nos estimadores por Razão e RKDE. Os gráficos Quantil-Quantil apresentaram contaminação nos resíduos nas extremidades das distribuições dos dados, porém o estimador por Razão conseguiu contornar esta situação devido a estratificação em dois estágios. Essa contaminação dos resíduos pode ser creditada à alta variabilidade dos dados (TABELA 4.1).

Dentre os quatro estimadores testados, o estimador por razão foi selecionado como o melhor para estimar os volumes comerciais de espécies passíveis de exploração na Floresta Estadual do Antimary, dado que apresentou os melhores

valores das estatísticas de qualidade de ajuste e as melhores estatísticas de precisão, além de apresentar normalidade de resíduos e não tendenciosidade nas estimativas.

4.5 CONCLUSÃO

A aplicação do estimador por razão para modelar o volume comercial de espécies passíveis de exploração aplicado sem estratificação gerou tendências nas estimativas, além de heteroscedasticidade e não normalidade dos resíduos. A estratificação dos dados de volume em dois estágios melhorou o desempenho estatístico do estimador por razão, corrigindo a heteroscedasticidade e a não normalidade dos resíduos.

A aplicação da análise discriminante com o intuito de classificar as observações dentro do segundo estágio de estratificação foi eficiente, demonstrando, assim, que a aplicação de técnicas multivariadas auxilia no ganho de precisão estatística para modelagem do volume comercial de árvores tropicais passíveis de exploração.

A aplicação de estimadores por razão para obter estimativas de volume comercial em árvores passíveis de exploração comercialmente na Floresta Estadual do Antimary, apresentou bons resultados estatísticos e grande eficiência na estimativa de volumes comerciais, contribuindo para o planejamento e execução do manejo florestal, bem como para melhorar a obtenção de volume comerciais nas florestas nativas.

4.6 REFERÊNCIAS

AKINDELE, S. O.; LEMAY, V. M. Development of tree volume equations for common timber species in the tropical rain forest area of Nigeria. **Forest Ecology and Management**, v. 226, n. 1–3, p. 41–48, 2006.

ANDERSON, T. W. **An Introduction to Multivariate Statistical Analysis**. 3.ed. New Jersey: John Wiley & Sons. 2003.

ANDRADE, V. H. F. et al. Growth models for two commercial tree species in upland forests of the Southern Brazilian Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 438, p. 215–223, 2019. Elsevier.

ASNER, G. P. et al. Selective Logging in the Brazilian Amazon. **Science**, v. 310, n. 5747, p. 480–482, 2005.

BAKER, T. R. et al. Increasing biomass in Amazonian forest plots. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series B: Biological Sciences**, v. 359, n. 1443, p. 353–365, 2004.

BARRIO ANTA, M. et al. Merchantable volume system for pedunculate oak in northwestern Spain. **Annals of Forest Science**, v. 64, n. 5, p. 511–520, 2007.

BASTIN, J. F. et al. Pan-tropical prediction of forest structure from the largest trees. **Global Ecology and Biogeography**, v. 27, n. 11, p. 1366–1383, 2018.

BI, H. Trigonometric variable-form taper equations for Australian eucalypts. **Forest Science**, v. 46, n. 3, p. 397–409, 2000.

CAO, Q. V.; BURKHART, H. E. Cubic-foot volume of loblolly pine to any height limit. **Southern Journal of Applied Forestry**, v. 4, n. 4, p. 166–168, 1980.

CARDOSO, D. et al. Amazon plant diversity revealed by a taxonomically verified species list. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 114, n. 40, p. 10695–10700, 2017.

CASTRO, S. M. et al. Effect of drought on productivity in a Costa Rican tropical dry forest. **Environmental Research Letters**, v. 13, n. 4, p. 045001, 2018.

COCHRAN, W. G. **Sampling Techniques**. 3a ed. New York: John Wiley & Sons, 1953.

COLE, T. G.; EWEL, J. J. Allometric equations for four valuable tropical tree species. **Forest Ecology and Management**, v. 229, n. 1–3, p. 351–360, 2006.

COLPINI, C. et al. Determinação do volume, do fator de forma e da porcentagem de casca de árvores individuais em uma floresta ombrófila aberta na região noroeste de Mato Grosso. **Acta Amazonica**, v. 39, n. 1, p. 97–104, 2009.

CORONA, P.; FATTORINI, L. Area-based lidar-assisted estimation of forest standing volume. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 38, n. 11, p. 2911–2916, 2008.

CUNHA, T. A. da et al. Tree basal area increment models for *Cedrela*, *Amburana*, *Copaifera* and *Swietenia* growing in the Amazon rain forests. **Forest Ecology and Management**, v. 365, p. 174–183, 2016.

CYSNEIROS, V. C. et al. Modelos genéricos e específicos para estimativa do volume comercial em uma floresta sob concessão na Amazônia. **Scientia Forestalis**, v. 45, n. 114, p. 295–304, 2017.

CYSNEIROS, V. C. et al. Cluster and discriminant analyses for stem volume modelling of tree species groups in an Amazon rainforest. **Journal of Tropical Forest Science**, v. 29, n. 3, p. 325–333, 2017.

d'OLIVEIRA, M. V. N. et al. Estimating forest biomass and identifying low-intensity logging areas using airborne scanning lidar in Antimary State Forest, Acre State, Western Brazilian Amazon. **Remote Sensing of Environment**, v. 124, n. 4, p. 479–491, 2012.

EBLING, Â. A.; NETTO, S. P. Modelagem de ocorrência de coortes na estrutura diamétrica da *Araucaria angustifolia* (Bertol.) kuntze. **Cerne**, v. 21, n. 2, p. 251–257, 2015.

EGUIGUREN, P. et al. Degradation of ecosystem services and deforestation in landscapes with and without incentive-based forest conservation in the Ecuadorian Amazon. **Forests**, v. 10, n. 5, p. 442, 2019.

ESQUIVEL-MUELBERT, A. et al. Compositional response of Amazon forests to climate change. **Global Change Biology**, v. 25, n. 1, p. 39–56, 2019.

FELDPAUSCH, T. R. et al. Amazon forest response to repeated droughts. **Global Biogeochemical Cycles**, v. 30, n. 7, p. 964–982, 2016.

FIGUEIREDO-FILHO, A. et al. Taper equations for *Pinus taeda* plantations in Southern Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 83, n. 1–2, p. 39–46, 1996.

FIGUEIREDO, E. O. et al. Equations to estimate tree gaps in a precision forest management area the Amazon based on crown morphometry. **Revista Árvore**, v. 41, n. 3, p. e410313, 2018.

FUNTAC. Estrutura do plano de manejo de uso múltiplo da floresta Estadual do Antimari. Rio Branco, Acre: **Acre State Technological Foundation**, p. 103. 1990.

GIMENEZ, B. O. et al. Volume equations for merchantable timber species of Southern Roraima state. **Scientia Forestalis**, v. 43, n. 106, p. 291–301, 2015.

GIMENEZ, B. O. et al. Tree climbing techniques and volume equations for *Eschweilera* (Matá-Matá), a hyperdominant genus in the Amazon forest. **Forests**, v. 8, n. 5, p. 154, 2017.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 4. ed. New Jersey: Upper Saddle River, 2000.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 8. ed. New York: PEAR, 2017.

HANSEN, M. C.; STEHMAN, S. V.; POTAPOV, P. V. Quantification of global gross forest cover loss. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 107, n. 19, p. 8650–8655, 2010.

HEINSDIJK, D.; BASTOS, A. M. (1963). Inventários florestais na Amazônia. **Boletim do Serviço Florestal**, v.6, p.1-100.

HERRERA, B. et al. Factors affecting site productivity of a Costa Rican secondary rain forest in relation to *Vochysia ferruginea*, a commercially valuable canopy tree species. **Forest Ecology and Management**, v. 118, n. 1–3, p. 73–81, 1999.

HIGUCHI, N. et al. O mercado internacional de madeira tropical está à beira do colapso. **Scientific Journal – SBPN**, n. 1-2, 2006.

HIGUCHI, F. G. et al. Influência do tamanho da parcela na precisão da função de distribuição diamétrica de weibull na floresta primária da Amazônia central. **Floresta**, v. 42, n. 3, p. 599–606, 2012.

HIGUCHI, N. et al. Developing bole wood volume equations for a group of tree species of central Amazon (Brazil). **The Commonwealth Forestry Review**, v. 64, n. 1, p. 33–41, 1985.

HUMMEL, A. C. **Normas de Acesso ao Recurso Florestal na Amazônia Brasileira: O Caso do Manejo Florestal Madeireiro**. 101 f. Dissertação (Mestrado em Ciências de Florestas Tropicais) – Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia / Universidade do Amazonas, Manaus, 2001.

KHADKA, A. et al. Diameter-height models for the Terai tree species. **Banko Janakari**, v. 25, n. 1, p. 50–54, 2015.

KHUN, K. et al. Stem volume equation and tree growth for rubber trees in Cambodia. **Journal of Forest Planning**, v. 13, n. 2, p. 335–341, 2008.

LARSON, P.R. Stem form development of forest trees. **Forest Science**. v. 9, n. 2, p. 01-42, 1963.

LÓPEZ-MARTÍNEZ, J. O. et al. Compatible taper-volume systems for major tropical species in Mexico. **Forestry: An International Journal of Forest Research**, v. m, p. 1–19, 2019.

LU, D. Integration of vegetation inventory data and Landsat TM image for vegetation classification in the western Brazilian Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 213, n. 1–3, p. 369–383, 2005.

LU, J.; ZHANG, L. Evaluation of parameter estimation methods for fitting spatial regression models. **Forest Science**, v. 56, n. 5, p. 505–514, 2010.

LYNCH, T. B. et al. Deriving compatible taper functions from volume ratio equations based on upper-stem height. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 47, n. 10, p. 1424–1431, 2017.

MCROBERTS, R. E. et al. general method for assessing the effects of uncertainty in individual tree volume model predictions on large-area volume estimates with a subtropical forest illustration. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 45, n. 1, p. 44–51, 2015.

NOGUEIRA, A. P. O. et al. Novas características para diferenciação de cultivares de soja pela análise discriminante. **Ciência Rural**, v. 38, n. 9, p. 2427–2433, 2008.

NOGUEIRA, E. M. et al. Estimates of forest biomass in the Brazilian Amazon: New allometric equations and adjustments to biomass from wood-volume inventories. **Forest Ecology and Management**, v. 256, n. 11, p. 1853–1867, 2008.

NUNES, M. H.; GÖRGENS, E. B. Artificial intelligence procedures for tree taper estimation within a complex vegetation mosaic in Brazil. **PLOS ONE**, v. 11, n. 5, p. e0154738, 2016.

OLIVEIRA, A. N., AMARAL, I. L. Florística e fitossociologia de uma floresta. **Acta Amazonica**, v. 34, n. 1, p. 21–34, 2004.

OLIVEIRA, A. N. de. et al. Composição e diversidade florístico-estrutural de um hectare de floresta densa de terra firme na Amazônia Central, Amazonas, Brasil. **Acta Amazonica**, v. 38, n. 4, p. 627–641, 2008.

PAPA, D. de A. et al. Evaluating tropical forest classification and field sampling stratification from lidar to reduce effort and enable landscape monitoring. **Forest Ecology and Management**, p. 117634, 2019.

PARRESOL, B. R. Modeling multiplicative error variance - An example predicting tree diameter from stump dimensions in baldcypress. **Forest Science**, v. 39, n. 4, p. 670–679, 1993.

PÉLLICO NETTO S.; BRENA D.A. **Inventário florestal**. Curitiba: UFPR, UFSM; 1997. 316 p.

PÉLLICO NETTO, S.; BEHLING, A. Additivity of tree biomass components using ratio estimate. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 91, n. 3, p. 0–31, 2019.

PÉLLICO NETTO, S.; BEHLING, A. Rational volumetric models: tested in forest stands of *Acacia mearnsii* de wild in southern Brazil. **Cerne**, v. 25, n. 4, p. 491–505, 2020.

PHILLIPS, P. et al. An individual-based spatially explicit simulation model for strategic forest management planning in the eastern Amazon. **Ecological Modelling**, v. 173, n. 4, p. 335–354, 2004.

PHILLIPS, P. D. et al. Grouping tree species for analysis of forest data in Kalimantan (Indonesian Borneo). **Forest Ecology and Management**, v. 157, n. 1–3, p. 205–216, 2002.

RIBEIRO, G. H. P. M. et al. Mechanical vulnerability and resistance to snapping and uprooting for central Amazon tree species. **Forest Ecology and Management**, v. 380, p. 1–10, 2016.

ROLIM, S. G. et al. Modelos volumétricos para a Floresta Nacional do Tapirapé-Aquirí, Serra dos Carajás (PA). **Acta Amazonica**, v. 36, n. 1, p. 107–114, 2006.

SCHUMACHER, F. X.; HALL, F. D. S. Logarithmic expression of timber-tree volume. **Journal of Agricultural Research**, v. 47, n. 9, p. 719–734, 1933.

SEDMÁK, R.; SCHEER, L. Modelling of tree diameter growth using growth functions parameterized by least squares and Bayesian methods. **Journal of Forest Science**, v. 58, n. 6, p. 245–252, 2012.

SILVA, F. da. et al. Allometric equations for estimating biomass of euterpe precatória, the most abundant palm species in the Amazon. **Forests**, v. 6, n. 2, p. 450–463, 2015.

SILVA, N. M.; ARAÚJO, S. M. (1984). Equação de volume para árvores de pequeno diâmetro, na Floresta Nacional do Tapajós. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 8/9, p. 16-25, Jun./Dez.

SILVA, N. M.; CARVALHO, M. S. P. DE. (1984). Equações de volume para uma floresta secundária no planalto do Tapajós-Belterra, PA. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 8/9, p. 1-15, Jun./Dez.

SILVA, J. A. da. et al. Estimating tree volume using a new form factor. **Commonwealth Forestry Review**, v. 73, n. 1, p. 14–17, 1994.

SOARES, C. P. B. et al. Equações hipsométricas, volumétricas e de taper para onze espécies nativas. **Revista Árvore**, v. 35, n. 5, p. 1039–1053, 2011.

TER STEEGE, H. et al. Rarity of monodominance in hyperdiverse Amazonian forests. **Scientific Reports**, v. 9, n. 1, p. 1–16, 2019.

TER STEEGE, H. et al. Hyperdominance in the Amazonian tree flora. **Science**, v. 342, n. 6156, p. 1243092–1243092, 2013.

SUKHATME, P. V. **Sampling Theory of Surveys with Applications**. New Delhi, India: The Indian Society of Agricultural Statistics, 1954.

SWANK, W. T.; SCHREUDER, H. Comparison of three methods of estimating surface area and biomass for a forest of young eastern white pine. **Forest Science**, v.20, n.1, p.91–100, 1974.

THAINES, F. **FLORESTA ESTADUAL DO ANTIMARY**: Plano de Operações Anual. Bujari/Sena Madureira: Instituto do Meio Ambiente do Acre, 2015. Plano de manejo da FEA.

THAINES, F. et al. Equações para estimativa de volume de madeira para a região da bacia do Rio Ituxi, Lábrea, AM. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 30, n. 64, p. 283–289, 2010.

TOMÉ, M. et al. Equações de volume total, volume percentual e de perfil do tronco para *Eucalyptus globulus* Labill. em Portugal. **Silva Lusitana**, v. 15, n. 1, p. 25–40, 2007.

TONINI, H.; BORGES, R. A. Equação de volume para espécies comerciais em Floresta Ombrófila Densa no sul de Roraima. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 35, n. 82, p. 111, 2015.

TRAUTENMÜLLER, J. W. **Correlações e estimadores de biomassa acima do solo em florestas no sul do brasil**, 109 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2019.

UHL, C. et al. Natural Resource Management in the Brazilian Amazon: An integrated research approach. **BioScience**, v. 47, n. 3, p. 160–168, 1997.

VIBRANS, A. C. et al. Height-diameter models for three subtropical forest types in southern Brazil. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 39, n. 3, p. 205–215, 2015.

VIDAL, E. et al. Recovery of biomass and merchantable timber volumes twenty years after conventional and reduced-impact logging in Amazonian Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 376, p. 1–8, 2016.

WILK, M. B.; GNANADESIKAN, R. Probability plotting methods for the analysis of data. **Biometrika**, v. 55, n. 1, p. 1, 1968.

WILLIAMS, M. S. Comparison of estimation techniques for a forest inventory in which double sampling for stratification is used. **Forest Science**, v. 47, n. 4, p. 563–576, 2001.

WOORTMANN, C. P. I. B. et al. Allometric equations for total, above- and below-ground biomass and carbon of the Amazonian forest type known as campinarana. **Acta Amazonica**, v. 48, n. 2, p. 85–92, 2018.

ZHAO, D. et al. Individual-tree diameter growth and mortality models for bottomland mixed-species hardwood stands in the lower Mississippi alluvial valley. **Forest Ecology and Management**, v. 199, n. 2–3, p. 307–322, 2004.

5 CONSIDERAÇÕES E RECOMENDAÇÕES FINAIS

Para trabalhos futuros com estimadores biométricos aplicados à região Amazônica brasileira, algumas sugestões e recomendações são apresentadas a seguir.

Para a modelagem alométrica da relação altura total e diâmetro, variáveis morfométricas (diâmetro de copa, altura de copa, volume de copa, altura comercial, proporção de copa e grau de esbeltez) devem ser coletadas para melhorar a precisão dos estimadores. A utilização de dados de sensoriamento remoto demonstrou-se uma ferramenta muito útil e com grande facilidade para coleta de dados, sendo indicada sua utilização em novos estudos.

Para a modelagem do perfil dos fustes, os resultados obtidos mostram que a sua aplicabilidade é viável e eficiente, sendo necessário à sua difusão entre os manejadores. Algumas técnicas de agrupamento de árvores devem ser aplicadas visando aperfeiçoar o estimador. Recomenda-se aplicar uma análise econômica utilizando as tabelas de sortimento geradas por meio dos modelos de afilamento. Testar outros modelos e outras técnicas estatísticas também se faz necessário visto que, são poucos os estudos referentes à temática.

Para a modelagem do volume, os resultados obtidos mostram que a utilização do estimador por razão foi eficiente, sendo ela promissora. Dados de volume total, bem com a biomassa por compartimentos e, conseqüentemente, a biomassa total dos indivíduos deve ser coletada em trabalhos futuros. A utilização de dados provenientes de sensoriamento remoto (LIDAR, imagens aéreas) podem ser utilizados afim de auxiliar na classificação dos indivíduos, visando o aumento da precisão nas estimativas. O estimador de razão pode ser testado para a estimativa de volume total, biomassa total e por compartimentos e carbono na floresta Amazônica.

Os estimadores obtidos no presente estudo devem ser aplicados e testados em outras regiões da floresta Amazônica, visto que, os dados utilizados para os ajustes e calibração dos modelos são provenientes apenas de uma região. Para próximos estudos é indicado ajustar os estimadores com um grupo de dados oriundo de diversas regiões da Amazônia.

REFERÊNCIAS GERAIS

- AIBA, S. I.; KITAYAMA, K. Tree Communities on Mount Kinabalu , Borneo Structure , matrix tree communities in an altitude-substrate. **Plant Ecology**, v. 140, n. 2, p. 139–157, 2015.
- AKINDELE, S. O.; LEMAY, V. M. Development of tree volume equations for common timber species in the tropical rain forest area of Nigeria. **Forest Ecology and Management**, v. 226, n. 1–3, p. 41–48, 2006.
- ALI, A. et al. Tree crown complementarity links positive functional diversity and aboveground biomass along large-scale ecological gradients in tropical forests. **Science of The Total Environment**, v. 656, p. 45–54, 2019.
- ANDERSON, T. W. **An Introduction to Multivariate Statistical Analysis**. 3.ed. New Jersey: John Wiley & Sons. 2003.
- ANDRADE, R. T. et al. Fitossociologia De Uma Floresta De Terra Firme Na Amazônia Sul-Occidental, Rondônia, Brasil. **Biota Amazônia**, v. 7, n. 2, p. 36–43, 2017.
- ANDRADE, V. H. F. et al. Growth models for two commercial tree species in upland forests of the Southern Brazilian Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 438, p. 215–223, 2019. Elsevier.
- ARAÚJO, E. J. G. de. et al. Allometric models to biomass in restoration areas in the Atlantic rain forest. **Floresta e Ambiente**, v. 25, n. 1, p. 1–13, 2018.
- ARELLANO, G. et al. Crown damage and the mortality of tropical trees. **New Phytologist**, v. 221, n. 1, p. 169–179, 2019.
- ARIAS-RODIL, M. et al. Modelling and localizing a stem taper function for *Pinus radiata* in Spain. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 45, n. 6, p. 647–658, 2015.
- ARIAS-RODIL, M.; DIÉGUEZ-ARANDA, U.; BURKHART, H. E. Effects of measurement error in total tree height and upper-stem diameter on stem volume prediction. **Forest Science**, v. 63, n.3, p. 250-260, 2017.
- ASNER, G. P. et al. Selective Logging in the Brazilian Amazon. **Science**, v. 310, n. 5747, p. 480–482, 2005.
- BAKER, T. R. et al. Do species traits determine patterns of wood production in Amazonian forests? **Biogeosciences**, v. 6, n. 2, p. 297–307, 2009.

BAKER, T. R. et al. Increasing biomass in Amazonian forest plots. **Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series B: Biological Sciences**, v. 359, n. 1443, p. 353–365, 2004.

BARRETT, T. M. Optimizing efficiency of height modeling for extensive forest inventories. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 36, n. 9, p. 2259–2269, 2006.

BARRIO ANTA, M. et al. Merchantable volume system for pedunculate oak in northwestern Spain. **Annals of Forest Science**, v. 64, n. 5, p. 511–520, 2007.

BASTIN, J. F. et al. Pan-tropical prediction of forest structure from the largest trees. **Global Ecology and Biogeography**, v. 27, n. 11, p. 1366–1383, 2018

BEHLING, A. **MODELAGEM DA BIOMASSA DE ÁRVORES PARA ASSEGURAR ADITIVIDADE DOS SEUS COMPONENTES**, 2016. 117 f. (Doutorado em Engenharia Florestal) – Setor de Ciências Agrárias, Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2016.

BI, H. Trigonometric variable-form taper equations for Australian eucalypts. **Forest Science**, v. 46, n. 3, p. 397–409, 2000.

BORSOI, G. A. **SUBSÍDIOS PARA O MANEJO DE UMA FLORESTA OMBRÓFILA MISTA EM ESTÁGIO AVANÇADO DE REGENERAÇÃO NATURAL**, 2004. 168 f. (Doutorado em Engenharia Florestal) – Centro de Ciências Rurais, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2004.

BOZEK, P.; JANUS, J.; KLAPA, P. Influence of canopy height model methodology on determining abandoned agricultural areas. **Engineering for Rural Development**. v. 17, p.795–800, 2018.

BRAGG, D. A Comparison of Pine Height Models for the Crossett Experimental Forest. **Journal of the Arkansas Academy os Science**, v. 62, p. 24–31, 2008.

BROWN, S.; GILLESPIE, A.; LUGO, A. E. Biomass Estimation Methods for Tropical Forests with Applications to Forest. **Forest Science**, v. 35, p. 881–902, 1989.

BURKHART, H. E.; TOMÉ, M. **Modeling Forest Trees and Stands**. Dordrecht: Springer Netherlands, 2012.

CAO, Q. V.; BURKHART, H. E. Cubic-foot volume of loblolly pine to any height limit. **Southern Journal of Applied Forestry**, v. 4, n. 4, p. 166–168, 1980.

CARDOSO, D. et al. Amazon plant diversity revealed by a taxonomically verified species list. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 114, n. 40, p. 10695–10700, 2017.

CASTRO, S. M. et al. Effect of drought on productivity in a Costa Rican tropical dry forest. **Environmental Research Letters**, v. 13, n. 4, p. 045001, 2018.

CHAVE, J. et al. Improved allometric models to estimate the aboveground biomass of tropical trees. **Global Change Biology**, v. 20, n. 10, p. 3177–3190, 2014.

CHAVE, J. et al. Regional and phylogenetic variation of wood density across 2456 Neotropical tree species. **Ecological applications: a publication of the Ecological Society of America**, v. 16, n. 6, p. 2356–67, 2006.

CHAVE, J. et al. Tree allometry and improved estimation of carbon stocks and balance in tropical forests. **Oecologia**, v. 145, n. 1, p. 87–99, 2005.

CHICHORRO, J. F.; RESENDE, J. L. P.; LEITE, H. G. Equações de volume e de taper para quantificar multiprodutos da madeira em Floresta Atlântica. **Revista Árvore**, v. 27, n. 6, p. 799–809, 2003.

CLEVELAND, W. S. Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 368, p. 829–836, 1979.

CLEVELAND, W. S.; DEVLIN, S. J.; GROSSE, E. Regression by local fitting. **Journal of Econometrics**, v. 37, n. 1, p. 87–114, 1988.

CLEVELAND, W. S.; GROSSE, E. Computational methods for local regression. **Statistics and Computing**, v. 1, n. 1, p. 47–62, 1991.

CLEVELAND, W. S.; LOADER, C. **Smoothing by Local Regression: Principles and Methods**. p.10–49, 1996.

COCHRAN, W. G. **Sampling Techniques**. 3a ed. New York: John Wiley & Sons, 1953.

COLE, T. G.; EWEL, J. J. Allometric equations for four valuable tropical tree species. **Forest Ecology and Management**, v. 229, n. 1–3, p. 351–360, 2006.

COLPINI, C. et al. Determinação do volume, do fator de forma e da porcentagem de casca de árvores individuais em uma floresta ombrófila aberta na região noroeste de Mato Grosso. **Acta Amazonica**, v. 39, n. 1, p. 97–104, 2009.

CONDIT, R. et al. Spatial Patterns in the Distribution of Tropical Tree Species. **Science**, v. 288, n. 5470, p. 1414–1418, 2000.

CORONA, P.; FATTORINI, L. Area-based lidar-assisted estimation of forest standing volume. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 38, n. 11, p. 2911–2916, 2008.

CORRAL-RIVAS, J. J. et al. A merchantable volume system for major pine species in El Salto, Durango (Mexico). **Forest Ecology and Management**, v. 238, n. 1–3, p. 118–129, 2007.

CORREIA, J.; FANTINI, A.; PIAZZA, G. Equações Volumétricas e Fator de Forma e de Casca para Florestas Secundárias do Litoral de Santa Catarina. **Floresta e Ambiente**, v. 24, 2017.

COSTA, E. A. et al. Approximation of numerical integration applied to *Araucaria angustifolia* stem taper models. **FLORESTA**, v. 45, n. 1, p. 31 - 40, 2014.

CRAVEN, P.; WAHBA, G. Smoothing noisy data with spline functions. **Numerische Mathematik**, v. 31, n. 4, p. 377–403, 1978.

CUNHA, T. A. da.; FINGER, C. A. G.; HASENAUER, H. Tree basal area increment models for *Cedrela*, *Amburana*, *Copaifera* and *Swietenia* growing in the Amazon rain forests. **Forest Ecology and Management**, v. 365, p. 174–183, 2016.

CUSHMAN, K. C. et al. Improving estimates of biomass change in buttressed trees using tree taper models. **Methods in Ecology and Evolution**, v. 5, n. 6, p. 573–582, 2014.

CYSNEIROS, V. C. et al. Cluster and discriminant analyses for stem volume modelling of tree species groups in an amazon rainforest. **Journal of Tropical Forest Science**, v. 29, n. 3, p. 325–333, 2017.

CYSNEIROS, V. C. et al. Modelos genéricos e específicos para estimativa do volume comercial em uma floresta sob concessão na Amazônia. **Scientia Forestalis**, v. 45, n. 114, p. 295–304, 2017.

d'OLIVEIRA, M. V. N. et al. Estimating forest biomass and identifying low-intensity logging areas using airborne scanning lidar in Antimary State Forest, Acre State,

Western Brazilian Amazon. **Remote Sensing of Environment**, v. 124, n. 4, p. 479–491, 2012.

DEMAERSCHALK, J. P. Taper equations can be converted to volume equations and point sampling factors. **The Forestry Chronicle**, v. 47, n. 6, p. 352–354, 1971.

DEVEAUX, R. D.; BOWMAN, A. W.; AZZALINI, A. **Applied Smoothing Techniques for Data Analysis**. New York: OUP Oxford, 1999.

DIÉGUEZ-ARANDA, U. et al. Compatible taper function for Scots pine plantations in northwestern Spain. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 36, n. 5, p. 1190–1205, 2006.

DUAN, G. et al. Comparison of Different Height–Diameter Modelling Techniques for Prediction of Site Productivity in Natural Uneven-Aged Pure Stands. **Forests**, v. 9, n. 2, p. 63, 2018.

EBLING, Â. A.; NETTO, S. P. Modelagem de ocorrência de coortes na estrutura diamétrica da *Araucaria angustifolia* (Bertol.) kuntze. **Cerne**, v. 21, n. 2, p. 251–257, 2015.

EGUIGUREN, P. et al. Degradation of ecosystem services and deforestation in landscapes with and without incentive-based forest conservation in the Ecuadorian Amazon. **Forests**, v. 10, n. 5, p. 442, 2019.

ESQUIVEL-MUELBERT, A. et al. Compositional response of Amazon forests to climate change. **Global Change Biology**, v. 25, n. 1, p. 39–56, 2019.

FAN, J.; GIJBELS, I. **Local Polynomial Modeling and Its Applications**. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC, 2003.

FANG, Z.; BAILEY, R. L. Height–diameter models for tropical forests on Hainan Island in southern China. **Forest Ecology and Management**, v. 110, n. 1–3, p. 315–327, 1998.

FAYOLLE, A. et al. Taller trees, denser stands and greater biomass in semi-deciduous than in evergreen lowland central African forests. **Forest Ecology and Management**, v. 374, p. 42–50, 2016.

FELDPAUSCH, T. R. et al. Amazon forest response to repeated droughts. **Global Biogeochemical Cycles**, v. 30, n. 7, p. 964–982, 2016.

FELDPAUSCH, T. R. et al. Height-diameter allometry of tropical forest trees. **Biogeosciences**, v. 8, n. 5, p. 1081–1106, 2011.

FELDPAUSCH, T. R. et al. Tree height integrated into pantropical forest biomass estimates. **Biogeosciences**, v. 9, n. 8, p. 3381–3403, 2012.

FERRAZ, I. D. K. et al. Características básicas para um agrupamento ecológico preliminar de espécies madeireiras da floresta de terra firme da Amazônia Central. **Acta Amazonica**, v. 34, n. 4, p. 621–633, 2004.

FIGUEIREDO, E. O. et al. Equations to estimate tree gaps in a precision forest management area the Amazon based on crown morphometry. **Revista Árvore**, v. 41, n. 3, p. e410313, 2018.

FIGUEIREDO, E. O.; BRAZ, E. M.; d'OLIVEIRA, M. V. N. **Manejo de Precisão em Florestas Tropicais: Modelo Digital de Exploração Florestal**. 2. ed. Rio Branco – AC: Embrapa – Acre, 2008.

FIGUEIREDO-FILHO, A.; BORDERS, B. E.; HITCH, K. L. Taper equations for *Pinus taeda* plantations in Southern Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 83, n. 1–2, p. 39–46, 1996.

FLEWELLING, J. W. **Compatible taper algorithms for California hardwoods**. In: Proceedings of the Seventh Annual Forest Inventory and Analysis Symposium, 2005, Portland. **Resumo...** Washington, DC: U.S. Department of Agriculture Forest Service, 2005. p. 265-268.

FUNTAC. Estrutura do plano de manejo de uso múltiplo da floresta Estadual do Antimari. Rio Branco, Acre: **Acre State Technological Foundation**, p. 103. 1990.

GIMENEZ, B. O. et al. Tree climbing techniques and volume equations for *Eschweilera* (Matá-Matá), a hyperdominant genus in the Amazon forest. **Forests**, v. 8, n. 5, p. 154, 2017.

GIMENEZ, B. O. et al. Volume equations for merchantable timber species of Southern Roraima state. **Scientia Forestalis**, v. 43, n. 106, p. 291–301, 2015.

GOODWIN, A. N. A cubic tree taper model. **Australian Forestry**, v. 72, n. 2, p. 87–98, 2009.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 4. ed. New Jersey: Upper Saddle River, 2000.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 8. ed. New York: PEAR, 2017.

HANSEN, M. C.; STEHMAN, S. V.; POTAPOV, P. V. Quantification of global gross forest cover loss. **Proceedings of the National Academy of Sciences**, v. 107, n. 19, p. 8650–8655, 2010.

HEINEMAN, K. D. et al. The effects of belowground resources on aboveground allometric growth in Bornean tree species. **Forest Ecology and Management**, v. 261, n. 11, p. 1820–1832, 2011.

HEINSDIJK, D.; BASTOS, A. M. (1963). Inventários florestais na Amazônia. **Boletim do Serviço Florestal**, v.6, p.1-100.

HENRY, H. A. L.; AARSSSEN, L. W. The interpretation of stem diameter-height allometry in trees: biomechanical constraints, neighbour effects, or biased regressions? **Ecology Letters**, v. 2, n. 2, p. 89–97, 1999.

HERRERA, B. et al. Factors affecting site productivity of a Costa Rican secondary rain forest in relation to *Vochysia ferruginea*, a commercially valuable canopy tree species. **Forest Ecology and Management**, v. 118, n. 1–3, p. 73–81, 1999.

HERYATI, Y. et al. Growth performance and biomass accumulation of a *Khaya ivorensis* plantation in three soil series of Ultisols. **American Journal of Agricultural and Biological Science**, v. 6, n. 1, p. 33–44, 2011.

HIGUCHI, F. G. et al. Influência do tamanho da parcela na precisão da função de distribuição diamétrica de weibull na floresta primária da Amazônia central. **Floresta**, v. 42, n. 3, p. 599–606, 2012.

HIGUCHI, N. et al. Developing bole wood volume equations for a group of tree species of central Amazon (Brazil). **The Commonwealth Forestry Review**, v. 64, n. 1, p. 33–41, 1985.

HIGUCHI, N. et al. O mercado internacional de madeira tropical está à beira do colapso. **Scientific Journal – SBPN**, n. 1-2, 2006.

HIRATSUKA, M. et al. Tree biomass and soil carbon in 17 and 22 year old stands of teak (*Tectona grandis* L.f.) in northern Thailand. **Tropics**, v. 14, n. 4, p. 377–382, 2005.

HOLBROOK, N. M.; PUTZ, F. E. Influence of neighbors on tree form: effects of lateral shade and prevention of sway on the allometry of *Liquidambar styraciflua* (Sweet Gum). **American Journal of Botany**, v. 76, n. 12, p. 1740 - 1749, 1989.

HUANG, S.; PRICE, D.; J. TITUS, S. Development of ecoregion-based height–diameter models for white spruce in boreal forests. **Forest Ecology and Management**, v. 129, n. 1–3, p. 125–141, 2000.

HUMMEL, A. C. **Normas de Acesso ao Recurso Florestal na Amazônia Brasileira: O Caso do Manejo Florestal Madeireiro**. 101 f. Dissertação (Mestrado em Ciências de Florestas Tropicais) – Instituto Nacional de Pesquisas da Amazônia / Universidade do Amazonas, Manaus, 2001.

HUNTER, M. O. et al. Tree height and tropical forest biomass estimation. **Biogeosciences**, v. 10, n. 12, p. 8385–8399, 2013.

IBGE. SIDRA - **Sistema IBGE de Recuperação Automática**. 2018. Disponível em: < <http://www.sidra.ibge.gov.br> >. Acesso em: 27 ago. 2019.

JACKSON, T. et al. A New Architectural Perspective on Wind Damage in a Natural Forest. **Frontiers in Forests and Global Change**, v. 1, 2019.

JAMES, G. et al. **An introduction to Statistical Learning**. New York: Springer New York, 2000.

JIANG, L.; BROOKS, J. R.; WANG, J. Compatible taper and volume equations for yellow-poplar in West Virginia. **Forest Ecology and Management**, v. 213, n. 1–3, p. 399–409, 2005.

JOHNSON, D. J. et al. Climate sensitive size-dependent survival in tropical trees. **Nature Ecology & Evolution**, v. 2, n. 9, p. 1436–1442, 2018.

KEARSLEY, E. et al. Conventional tree height–diameter relationships significantly overestimate aboveground carbon stocks in the Central Congo Basin. **Nature Communications**, v. 4, n. 1, p. 1 - 8, 2013.

KEARSLEY, E. et al. Model performance of tree height-diameter relationships in the central Congo Basin. **Annals of Forest Science**, v. 74, n. 1, p. 1 - 13, 2017.

KHADKA, A. et al. Diameter-height models for the Terai tree species. **Banko Janakari**, v. 25, n. 1, p. 50–54, 2015.

KHUN, K. et al. Stem Volume Equation and Tree Growth For Rubber Trees in Cambodia. **Journal of Forest Planning**, v. 13, n. 2, p. 335–341, 2008.

KIDOMBO, S. D.; DEAN, T. J. Growth of tree diameter and stem taper as affected by reduced leaf area on selected branch whorls. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 48, n. 4, p. 317–323, 2018.

KOHYAMA, T.; HARA, T.; TADAKI, Y. Patterns of Trunk Diameter, Tree Height and Crown Depth in Crowded *Abies* Stands. **Annals of Botany**, v. 65, n. 5, p. 567–574, 1990.

KOZAK, A. A variable-exponent taper equation. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 18, n. 11, p. 1363–1368, 1988.

KOZAK, A.; KOZAK, R. Does cross validation provide additional information in the evaluation of regression models? **Canadian Journal of Forest Research**, v. 33, n. 6, p. 976–987, 2003.

KOZAK, A.; MUNRO, D. D.; SMITH, J. H. G. Taper Functions and their Application in Forest Inventory. **The Forestry Chronicle**, v. 45, n. 4, p. 278–283, 1969.

KUBLIN, E.; AUGUSTIN, N. H.; LAPPI, J. A flexible regression model for diameter prediction. **European Journal of Forest Research**, v. 127, n. 5, p. 415–428, 2008.

KUŽELKA, K.; MARUŠÁK, R. Use of nonparametric regression methods for developing a local stem form model. **Journal of Forest Science**, v. 60, n. No. 11, p. 464–471, 2014.

LANSSANOVA, L. R. et al. Avaliação de funções de afilamento para a estimativa de diâmetro de espécies florestais comerciais do bioma amazônico mato-grossense. **Floresta**, v. 43, n. 2, p. 205–214, 2013.

LANSSANOVA, L. R. et al. Mixed-effect non-linear modelling for diameter estimation along the stem of *Tectona grandis* in mid-western Brazil. **Southern Forests: a Journal of Forest Science**, v. 81, n. 2, p. 167–173, 2019.

LAPPI, J. A multivariate, nonparametric stem-curve prediction method. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 36, n. 4, p. 1017–1027, 2006.

LARJAVAARA, M.; MULLER-LANDAU, H. C. Measuring tree height: a quantitative comparison of two common field methods in a moist tropical forest. (J. Metcalf, Org.) **Methods in Ecology and Evolution**, v. 4, n. 9, p. 793–801, 2013.

LARSON, P.R. Stem form development of forest trees. **Forest Science**. v. 9, n. 2, p. 01-42, 1963.

LEE, W. K. et al. Modeling stem profiles for *Pinus densiflora* in Korea. **Forest Ecology and Management**, v. 172, n. 1, p. 69–77, 2003.

LIMA, A. J. N. et al. Allometric models for estimating above- and below-ground biomass in Amazonian forests at São Gabriel da Cachoeira in the upper Rio Negro, Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 277, n. 2012, p. 163–172, 2012.

LÓPEZ-MARTÍNEZ, J. O. et al. Compatible taper-volume systems for major tropical species in Mexico. **Forestry: An International Journal of Forest Research**, v. m, p. 1–19, 2019.

LORENZI, H. **Árvores brasileiras**: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil. São Paulo: Plantarum, 1992. 368 p.

_____. **Árvores brasileiras**: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil. Nova Odessa: Plantarum, v.2, 1998. 352 p.

_____. **Árvores brasileiras**: manual de identificação e cultivo de plantas arbóreas nativas do Brasil. Nova Odessa: Plantarum, v.2, 2002. 368 p.

LORENZI, H.; MATOS, F.J.A. **Plantas medicinais no Brasil**: nativas e exóticas. Nova Odessa: Plantarum, ed. 2, 2008. 544 p.

LOUREIRO, A. A. et al. **Essências madeireiras da Amazônia**. Vol. II. Manaus: INPA/SUFRAMA, 1979. 187 p.

LU, D. Integration of vegetation inventory data and Landsat TM image for vegetation classification in the western Brazilian Amazon. **Forest Ecology and Management**, v. 213, n. 1–3, p. 369–383, 2005.

LU, J.; ZHANG, L. Evaluation of parameter estimation methods for fitting spatial regression models. **Forest Science**, v. 56, n. 5, p. 505–514, 2010.

LUMBRES, R. I. C. et al. Comparison of stem taper models for the four tropical tree species in Mount Makiling, Philippines. **Journal of Mountain Science**, v. 13, n. 3, p. 536–545, 2016.

LYNCH, T. B. et al. Deriving compatible taper functions from volume ratio equations based on upper-stem height. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 47, n. 10, p. 1424–1431, 2017.

M'HIRIT, O.; POSTAIRE, J. G. A nonparametric technique for taper function estimation. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 15, n. 5, p. 862–871, 1985.

MACFARLANE, D. W. Predicting branch to bole volume scaling relationships from varying centroids of tree bole volume. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 40, n. 12, p. 2278–2289, 2010.

MACFARLANE, D. W.; WEISKITTEL, A. R. A new method for capturing stem taper variation for trees of diverse morphological types. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 46, n. 6, p. 804–815, 2016.

MACHADO, M. R. M. C. **Análise de variância multivariada aplicada a dados com medidas repetidas**, 2006. 68 f. Monografia (Especialista em Estatística e Modelagem Quantitativa) - Centro de Ciências Naturais e Exatas - Programa de Pós-Graduação em Estatística e Modelagem Quantitativa. Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2006.

MARQUETTI, A.; VIALI, L. Princípios E Aplicações De Regressão Local. **Análise Econômica**, v. 22, n. 42, p. 0-24, 2004.

MATTOS, T. do B. **Modelos Não Lineares e suas Aplicações Thalita do Bem Mattos Modelos Não Lineares e suas Aplicações**. Curitiba, 2013. Apostila digitada.

MAX, T.; BURKHART, H. Segmented Polynomial Regression Applied to Taper Equations. **Forest Science**, v. 22, n. 3, p. 283–289, 1976.

MCGAUGHEY, R. J. FUSION/LDV: Software for LIDAR Data Analysis and Visualization. 1. ed. Washington, DC: USDA. 2008.

MCROBERTS, R. E. et al. A general method for assessing the effects of uncertainty in individual-tree volume model predictions on large-area volume estimates with a subtropical forest illustration. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 45, n. 1, p. 44–51, 2015.

MEA. **Millenium Ecosystem Assessment: ecosystems and human well-being**. Washington: Island Press, 2005.

MELO, L. C. de. et al. Estimativa de biomassa e carbono total para árvores de caixeta no Paraná. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 34, n. 77, p. 21–29, 2014.

MENSAH, S. et al. Height – Diameter allometry in South Africa's indigenous high forests: Assessing generic models performance and function forms. **Forest Ecology and Management**, v. 410, n. November 2017, p. 1–11, 2018.

MIRANDA, D. L. C. DE; JUNIOR, V. B.; GOUVEIA, D. M. Fator de forma e equações de volume para estimativa volumétrica de árvores em plantio de *Eucalyptus urograndis*. **Scientia Plena**, v. 11, n. 3, p. 1–8, 2015.

MOLTO, Q. et al. Predicting tree heights for biomass estimates in tropical forests – a test from French Guiana. **Biogeosciences**, v. 11, n. 12, p. 3121–3130, 2014.

MORETTI, M. S. **Extração seletiva e produção de madeira nativa no estado de Mato Grosso**, 2018. 151 f. (Doutorado em Ciências Florestais) – Departamento de Engenharia Florestal, Universidade de Brasília, Brasília, DF, 2018.

NADARAYA, E. A. On Estimating Regression. **Theory Prob. Appl.**, v. 9, n. 1, p. 157–159, 1964.

NÄSLUND, M. **SKOGSFÖRSÖKSANSTALT ENS GALLRINGSFÖRSÖK I TALLSKOG PRIMÄR BEARBETNING**. 1936. p. 249

NIKLAS, K. J. The Allometry of Safety-Factors for Plant Height. **American Journal of Botany**, v. 81, n. 3, p. 345, 1994.

NOGUEIRA, A. P. O. et al. Novas características para diferenciação de cultivares de soja pela análise discriminante. **Ciência Rural**, v. 38, n. 9, p. 2427–2433, 2008.

NOGUEIRA, E. M. et al. Estimates of forest biomass in the Brazilian Amazon: New allometric equations and adjustments to biomass from wood-volume inventories. **Forest Ecology and Management**, v. 256, n. 11, p. 1853–1867, 2008.

NOGUEIRA, E. M. et al. Tree height in Brazil's 'arc of deforestation': Shorter trees in south and southwest Amazonia imply lower biomass. **Forest Ecology and Management**, v. 255, n. 7, p. 2963–2972, 2008.

NUNES, L.; TOMÉ, J.; TOMÉ, M. A system for compatible prediction of total and merchantable volumes allowing for different definitions of tree volume. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 40, n. 4, p. 747–760, 2010.

NUNES, M. H.; GÖRGENS, E. B. Artificial Intelligence procedures for tree taper estimation within a Complex Vegetation Mosaic in Brazil. **PLOS ONE**, v. 11, n. 5, p. e0154738, 2016.

OLIVEIRA, A. N. de. et al. Composição e diversidade florístico-estrutural de um hectare de floresta densa de terra firme na Amazônia Central, Amazonas, Brasil. **Acta Amazonica**, v. 38, n. 4, p. 627–641, 2008.

OLIVEIRA, A. N., AMARAL, I. L. Florística e fitossociologia de uma floresta. **Acta Amazonica**, v. 34, n. 1, p. 21–34, 2004.

ORMEROD, D. W. A simple bole mode. **The Forestry Chronicle**, v. 49, n. 3, p. 136–138, 1973.

PANG, L. et al. Developing an Improved Parameter Estimation Method for the Segmented Taper Equation through Combination of Constrained Two-Dimensional Optimum Seeking and Least Square Regression. **Forests**, v. 7, n. 12, p. 194, 2016.

PAPA, D. de A. et al. Evaluating tropical forest classification and field sampling stratification from lidar to reduce effort and enable landscape monitoring. **Forest Ecology and Management**, p. 117634, 2019.

PARRESOL, B. R. Modeling multiplicative error variance - An example predicting tree diameter from stump dimensions in baldcypress. **Forest Science**, v. 39, n. 4, p. 670–679, 1993.

PAYANDEH, B. Some Applications Of Nonlinear Regression Models In Forestry Research. **The Forestry Chronicle**, v. 59, n. 5, p. 244–248, 1983.

PÉLLICO NETTO S.; BRENA D.A. **Inventário florestal**. Curitiba: UFPR, UFSM; 1997. 316 p.

PÉLLICO NETTO, S.; BEHLING, A. Additivity of tree biomass components using ratio estimate. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v. 91, n. 3, p. 0–31, 2019.

PÉLLICO NETTO, S.; BEHLING, A. Rational volumetric models: tested in forest stands of *Acacia mearnsii* de wild in southern Brazil. **Cerne**, v. 25, n. 4, p. 491–505, 2020.

PHILLIPS, P. D. et al. Grouping tree species for analysis of forest data in Kalimantan (Indonesian Borneo). **Forest Ecology and Management**, v. 157, n. 1–3, p. 205–216, 2002.

PHILLIPS, P. et al. An individual-based spatially explicit simulation model for strategic forest management planning in the eastern Amazon. **Ecological Modelling**, v. 173, n. 4, p. 335–354, 2004.

POORTER, L. et al. Architecture of 53 Rain Forest Tree Species Differing in Adult Stature and Shade Tolerance. **Ecological Society of America ARCHITECTURE**, v. 84, n. 3, p. 602–608, 2003.

PORTÉ, A.; BARTELINK, H. H. Modelling mixed forest growth: a review of models for forest management. **Ecological Modelling**, v. 150, n. 1–2, p. 141–188, 2002.

PRETZSCH, H. **Forest Dynamics, Growth and Yield**. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 2010. 686 p.

PRODAN, M. **Forest Biometrics**. Munique, Elsevier, 1968. 447 p.

QUEIROZ, D. et al. Avaliação e validação de funções de afilamento para *Mimosa scabrella* bentham em povoamentos da região metropolitana de Curitiba/PR. **Floresta**, v. 36, n. 2, p. 183–199, 2006.

RENCER, A. C. **A Review Of “Methods of Multivariate Analysis**. 2. ed. New York: WILEY & SONS, 2002.

RIBEIRO, G. H. P. M. et al. Mechanical vulnerability and resistance to snapping and uprooting for central Amazon tree species. **Forest Ecology and Management**, v. 380, p. 1–10, 2016.

ROJO, A et al. Stem taper functions for maritime pine (*Pinus pinaster* Ait.) in Galicia (Northwestern Spain). **European Journal of Forest Research**, v. 124, n. 3, p. 177–186, 2005.

ROLIM, S. G. et al. Modelos volumétricos para a Floresta Nacional do Tapirapé-Aquirí, Serra dos Carajás (PA). **Acta Amazonica**, v. 36, n. 1, p. 107–114, 2006.

ROZENDAAL, D. M. A. et al. Biodiversity recovery of Neotropical secondary forests. **Science Advances**, v. 5, n. 3, p. 1 - 11, 2019.

ROZENDAAL, D. M. A.; HURTADO, V. H.; POORTER, L. Plasticity in leaf traits of 38 tropical tree species in response to light; relationships with light demand and adult stature. **Functional Ecology**, v. 20, n. 2, p. 207–216, 2006.

SAS Institute. The SAS System for Windows. **Cary**: versão 9.4, SAS Institute. 2013.

SAUNDERS, M. R.; WAGNER, R. G. Height-diameter models with random coefficients and site variables for tree species of Central Maine. **Annals of Forest Science**, v. 65, n. 2, p. 203–203, 2008.

SCHOEPFER, W. Automatisierung des Massen, Sorten und. Wertberechnung stehender Waldbestände. Schriftenreihe. **Bad. Württ-Forstl.**, v. 21, 1966.

SCHUMACHER, F. X.; HALL, F. D. S. Logarithmic expression of timber-tree volume. **Journal of Agricultural Research**, v. 47, n. 9, p. 719–734, 1933.

SCOLFORO, H. F. et al. Eucalyptus growth and yield system: Linking individual-tree and stand-level growth models in clonal Eucalypt plantations in Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 432, p. 1–16, 2019.

SEDMÁK, R.; SCHEER, L. Modelling of tree diameter growth using growth functions parameterized by least squares and Bayesian methods. **Journal of Forest Science**, v. 58, n. 6, p. 245–252, 2012.

SILVA, F. da. et al. Allometric equations for estimating biomass of euterpe precatoria, the most abundant palm species in the Amazon. **Forests**, v. 6, n. 2, p. 450–463, 2015.

SILVA, J. A. da. et al. Estimating tree volume using a new form factor. **Commonwealth Forestry Review**, v. 73, n. 1, p. 14–17, 1994.

SILVA, N. M.; ARAÚJO, S. M. (1984). Equação de volume para árvores de pequeno diâmetro, na Floresta Nacional do Tapajós. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 8/9, p. 16-25, Jun./Dez.

SILVA, N. M.; CARVALHO, M. S. P. DE. (1984). Equações de volume para uma floresta secundária no planalto do Tapajós-Belterra, PA. **Boletim de Pesquisa Florestal**, Colombo, n. 8/9, p. 1-15, Jun./Dez.

SINGER, J. M.; NOBRE, J. S. N.; ROCHA, F. M. M. **Análise de dados longitudinais**. São Paulo: USP, 2018. No prelo.

SOARES, C. P. B. et al. Equações hipsométricas, volumétricas e de taper para onze espécies nativas. **Revista Árvore**, v. 35, n. 5, p. 1039–1053, 2011.

SOUZA, A. L.; SOARES, C. P. B. **Florestas nativas: estrutura, dinâmica e manejo**. Viçosa: Editora UFV, 2013, 322p.

SOUZA, C. A. M. de. et al. Avaliação de modelos de afilamento não-segmentados na estimação da altura e volume comercial de *Eucalyptus* sp. **Ciência Florestal**, v. 18, n. 3, p. 387, 2008.

SOUZA, C. R. et al. *Ceiba pentandra*. **Embrapa Amazônia Ocidental**, 2005. 22 p.

STERCK, F. J.; BONGERS, F. Ontogenetic changes in size, allometry, and mechanical design of tropical rain forest trees. **American Journal of Botany**, v. 85, n. 2, p. 266–272, 1998.

SUKHATME, P. V. **Sampling Theory of Surveys with Applications**. New Delhi, India: The Indian Society of Agricultural Statistics, 1954.

SULLIVAN, F. B. et al. Comparison of lidar- and allometry-derived canopy height models in an eastern deciduous forest. **Forest Ecology and Management**, v. 406, p. 83–94, 2017. Elsevier.

SWANK, W. T.; SCHREUDER, H. Comparison of three methods of estimating surface area and biomass for a forest of young eastern white pine. **Forest Science**, v.20, n.1, p.91–100, 1974.

TANG, C. et al. Stem taper equations for *Betula alnoides* in south China. **Journal of Tropical Forest Science**2, v. 29, n. 1, p. 80–92, 2017.

TEMESGEN, H.; ZHANG, C. H.; ZHAO, X. H. Modelling tree height–diameter relationships in multi-species and multi-layered forests: A large observational study from Northeast China. **Forest Ecology and Management**, v. 316, p. 78–89, 2014.

TER STEEGE, H. et al. Hyperdominance in the Amazonian Tree Flora. **Science**, v. 342, n. 6156, p. 1–11, 2013.

TER STEEGE, H. et al. Rarity of monodominance in hyperdiverse Amazonian forests. **Scientific Reports**, v. 9, n. 1, p. 1–16, 2019.

THAINES, F. et al. Equações para estimativa de volume de madeira para a região da bacia do Rio Ituxi, Lábrea, AM. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 30, n. 64, p. 283–289, 2010.

THAINES, F. **FLORESTA ESTADUAL DO ANTIMARY: Plano de Operações Anual**. Bujari/Sena Madureira: Instituto do Meio Ambiente do Acre, 2015. Plano de manejo da FEA.

THOMAS S . C.; BAZZAZ, F. A. Asymptotic height as a predictor of photosynthetic characteristics in Malaysian rain forest trees. **Ecology**, v. 80, n. 5, p. 1607–1622, 1999.

THOMAS, S. C. Asymptotic Height as a Predictor of Growth and Allometric Characteristics in Malaysian Rain Forest Trees. **American Journal of Botany**, v. 83, n. 5, p. 556 - 566, 1996.

TOMÉ, M. et al. Equações de volume total, volume percentual e de perfil do tronco para *Eucalyptus globulus* Labill. em Portugal. **Silva Lusitana**, v. 15, n. 1, p. 25–40, 2007.

TONINI, H.; BORGES, R. A. Equação de volume para espécies comerciais em Floresta Ombrófila Densa no sul de Roraima. **Pesquisa Florestal Brasileira**, v. 35, n. 82, p. 111, 2015.

TRAUTENMÜLLER, J. W. **Correlações e estimadores de biomassa acima do solo em florestas no sul do brasil**, 109 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2019.

TROREY, L. G. A. Mathematical method for the construction of diameter height curves based on site. **The Forestry Chronicle**, v. 8, n. 2, p. 121–132, 1932.

UHL, C. et al. Natural Resource Management in the Brazilian Amazon: An integrated research approach. **BioScience**, v. 47, n. 3, p. 160–168, 1997.

URBAN, J. et al. Tree allometry of Douglas fir and Norway spruce on a nutrient-poor and a nutrient-rich site. **Trees**, v. 27, n. 1, p. 97–110, 2013.

VANCLAY, J. K. **Modelling forest growth and yield**. 1994. 634 p.

VER PLANCK, N. R.; MACFARLANE, D. W. Modelling vertical allocation of tree stem and branch volume for hardwoods. **Forestry**, v. 87, n. 3, p. 459–469, 2014.

VIBRANS, A. C. et al. Height-diameter models for three subtropical forest types in southern Brazil. **Ciência e Agrotecnologia**, v. 39, n. 3, p. 205–215, 2015.

VIDAL, E. et al. Recovery of biomass and merchantable timber volumes twenty years after conventional and reduced-impact logging in Amazonian Brazil. **Forest Ecology and Management**, v. 376, p. 1–8, 2016.

WATSON, G. Smooth Regression Analysis. **The Indian Journal of Statistics**, v. 26, n. 4, p. 359–372, 1964.

WILK, M. B.; GNANADESIKAN, R. Probability plotting methods for the analysis of data. **Biometrika**, v. 55, n. 1, p. 1, 1968.

WILLIAMS, M. S. Comparison of estimation techniques for a forest inventory in which double sampling for stratification is used. **Forest Science**, v. 47, n. 4, p. 563–576, 2001.

WOORTMANN, C. P. I. B. et al. Allometric equations for total, above- and below-ground biomass and carbon of the Amazonian forest type known as campinarana. **Acta Amazonica**, v. 48, n. 2, p. 85–92, 2018.

YUEN, J. Q.; FUNG, T.; ZIEGLER, A. D. Review of allometric equations for major land covers in SE Asia: Uncertainty and implications for above- and below-ground carbon estimates. **Forest Ecology and Management**, v. 360, p. 323–340, 2016.

ZAKRZEWSKI, W. T. A mathematically tractable stem profile model for jack pine in Ontario. **Northern Journal of Applied Forestry**, v. 16, n. 3, p. 138–143, 1999.

_____ Defining tree taper: A challenge for growth and yield modelling in Ontario. **The Forestry Chronicle**, v. 85, n. 6, p. 897–899, 2009.

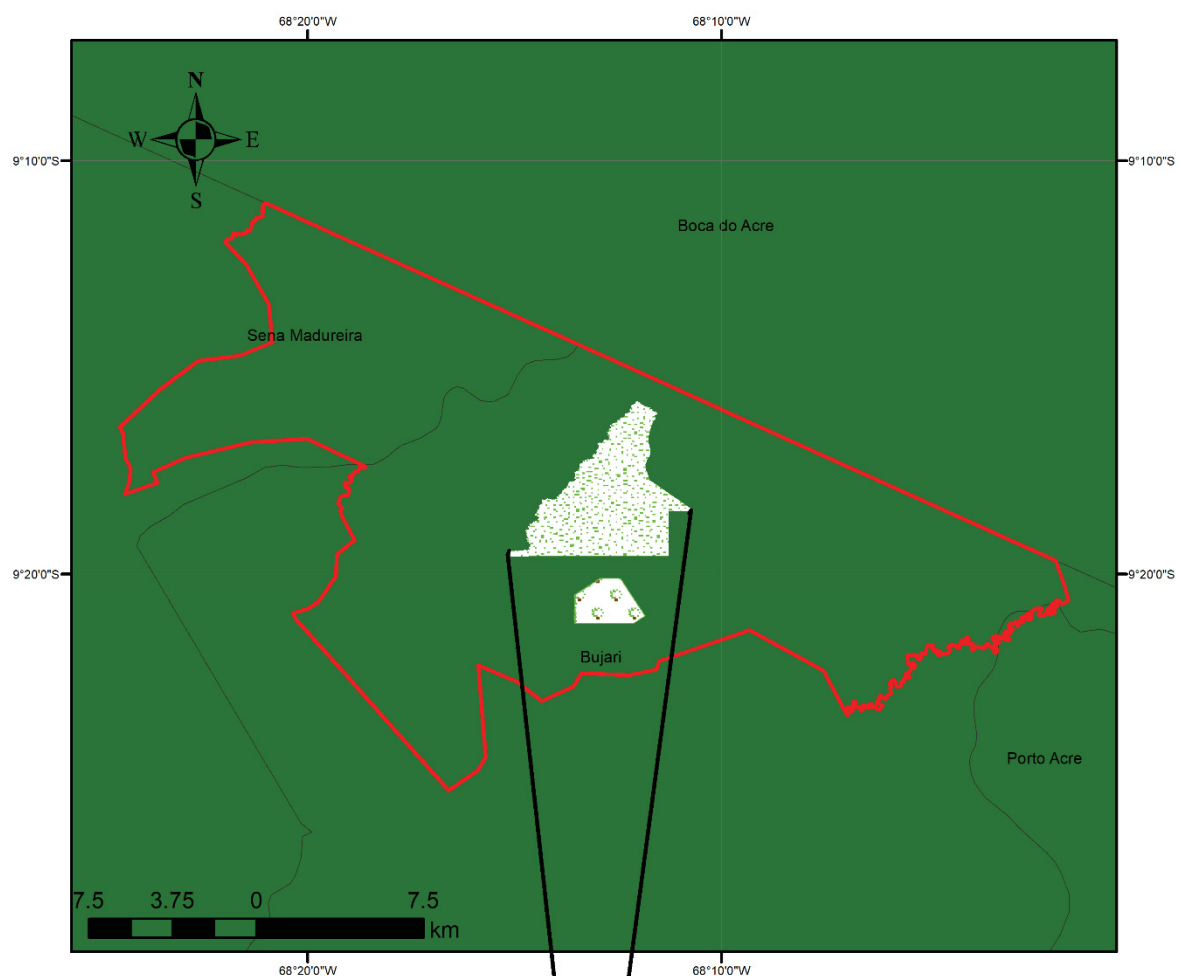
_____ Estimating wood volume of the stem and branches of sugar maple (*Acer saccharum* Marsh.) using a stem profile model with implicit height. **Forest Science**, v. 57, n. 2, p. 117–133, 2011.

ZHAO, D. et al. Individual-tree diameter growth and mortality models for bottomland mixed-species hardwood stands in the lower Mississippi alluvial valley. **Forest Ecology and Management**, v. 199, n. 2–3, p. 307–322, 2004.

ZIMMERMAN, D. L. et al. Parametric modelling of growth curve data: An overview. **Test**, v. 10, n. 1, p. 1–73, 2001.

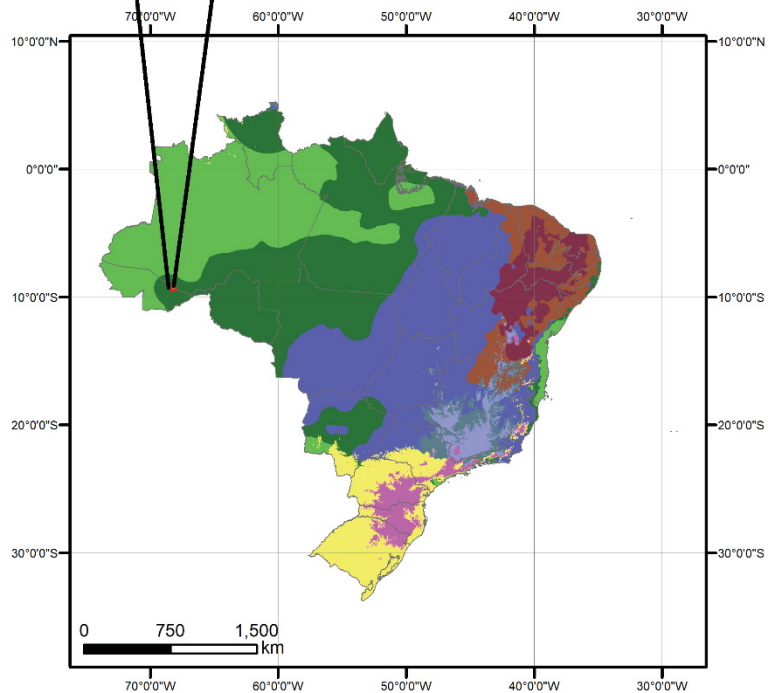
ZIMMERMANN, M. H. **Xylem Structure and the Ascent of Sap**. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 1983. 441 p.

APÊNDICE 1 – MAPA DE LOCALIZAÇÃO DA FLORESTA ESTADUAL DO ANTIMARY – FEA – ACRE.



Legenda

- Floresta Estadual do Antimary - FEA
- UPA 03
- UPA 04
- Af
- Am
- As
- Aw
- BSh
- Cfa
- Cfb
- Csa
- Csb
- Cwa
- Cwb
- Cwc



**APÊNDICE 2 – TABELA APRESENTANDO A FREQUÊNCIA E A PROBABILIDADE
A *PRIORI* DE CLASSIFICAÇÃO DOS INDIVÍDUOS PARA A
UTILIZAÇÃO DA ANÁLISE DISCRIMINATE**

Estrato (d)	Classe de quociente de razão							
	1		2		3		4	
	Freq.	<i>p</i>	Freq.	<i>p</i>	Freq.	<i>p</i>	Freq.	<i>p</i>
1	7	0.0745	28	0.3191	8	0.4149	7	0.1915
2	30	0.1573	86	0.4831	28	0.3090	12	0.0506
3	39	0.0792	55	0.2772	45	0.4455	17	0.1980
4	18	0.1628	9	0.2791	20	0.3953	7	0.1628

FONTE: O autor (2020)

Em que: Freq. é o número de indivíduos que ocorre dentro de cada classe *l*; *p* é a probabilidade *a priori* de ocorrência de um indivíduo em determinada classe.

**APÊNDICE 3 – FUNÇÕES EM CENTROIDES DE CADA CLASSE PARA
DETERMINAÇÃO DA CLASSIFICAÇÃO DOS INDIVÍDUOS
PELO MÉTODO DE ANDERSON (2003).**

Estrato	Classe	Médias canônicas das classes		
		Can1	Can2	Can3
1	1	3.1314	-1.5615	-0.1521
	2	0.8741	0.6165	0.1921
	3	-0.5416	0.1792	-0.2340
	4	-1.5011	-0.8085	0.2459
2	1	1.6589	0.2294	-0.3658
	2	0.2143	0.0114	0.2651
	3	-0.7990	-0.3345	-0.2036
	4	-2.3260	1.2211	-0.1508
3	1	1.7502	0.8564	-0.0903
	2	0.6435	-0.2912	0.2537
	3	-0.1834	-0.1149	-0.2408
	4	-1.1883	0.3237	0.2227
4	1	1.1457	1.1843	0.1276
	2	1.0564	-0.6358	0.2178
	3	-0.1824	-0.0782	-0.3179
	4	-2.5136	0.0955	0.2711

FONTE: O autor (2020)

Em que: Can1, Can2 e Can3 são os centroides para cada função discriminante dentro de cada classe *l* de quociente de razão e estrato *m* de diâmetro.

APÊNDICE 4 – CÓDIGOS DAS ESPÉCIES UTILIZADAS NA ANÁLISE DISCRIMINANTE DE ANDERSON (2003)

ESP	Nome científico	Nome vernáculo
1	<i>Apuleia leiocarpa</i> (Vogel) J.F.Macbr.	Garapeira
2	<i>Clarisia</i> Ruiz & Pav.	Guariuba
3	<i>Cedrela odorata</i> L.	Cedro rosa
4	<i>Pseudopiptadenia suaveolens</i> (Miq.) J.W.Grimes	Angelim branco
5	<i>Hymenaea oblongifolia</i> Huber	Jutaí
6	<i>Couratari oblongifolia</i> Ducke & Kunth	Tauari
7	<i>Amburana acreana</i> (Ducke) A.C.Sm.	Cerejeira
8	<i>Manilkara bidentata</i> subsp. <i>surinamensis</i> (Miq.) T.D.Penn.	Macaranduba
9	<i>Aspidosperma vargasii</i> A.DC.	Amarelão
10	<i>Eschweilera coriacea</i> (DC.) S.A.Mori	Matamatá-rosa (Castanharana)
11	<i>Dipteryx odorata</i> (Aubl.) Willd.	Cumaru ferro
12	<i>Qualea tessmannii</i> Mildbr.	Catuaba
13	<i>Barnebydendron riedelii</i> (Tul.) J.H.Kirkbr.	Guaribeiro
14	<i>Platymiscium trinitatis</i> Benth.	Violeta
15	<i>Castilla ulei</i> Warb.	Caucho
16	<i>Terminalia oblonga</i> (Ruiz & Pav.) Steud.	Mirindiba
17	<i>Handroanthus serratifolius</i> (Vahl) S.Grose	Ipê-amarelo
18	<i>Ampelocera ruizii</i> Klotzsch	Cinzeiro
19	<i>Sterculia pruriens</i> (Aubl.) K.Schum.	Xixá (Abobrão)
20	<i>Enterolobium schomburgkii</i> (Benth.) Benth.	Fava-orelhinha (Orelhinha)
21	<i>Pouteria pachyphylla</i> T.D.Penn.	Abiurana
22	<i>Schizolobium parahyba</i> var. <i>amazonicum</i> (Huber ex Ducke) Barneby	Bajão (Bandarra)
23	<i>Ceiba samauma</i> (Mart.) K.Schum.	Samauma-vermelha (Preta)
24	<i>Buchenavia viridiflora</i> Ducke	Cuiarana
25	<i>Astronium lecointei</i> Ducke	Maracatiara
26	<i>Caryocar glabrum</i> (Aubl.) Pers.	Piquiarana

APÊNDICE 5 – PROGRAMAÇÕES UTILIZADAS PARA REALIZAR OS AJUSTES DOS ESTIMADORES DE AFILAMENTO EM LIGUAGEM SAS

```

TITLE 'POLINÔMIO 5°';
ods rtf file='D:\Polinomio.doc'; ods graphics on;
PROC NLIN data=dados;
PARMS B0=1.1404 B1=-4.3847 B2=23.3104 B3=-61.3508 B4=73.5402 B5=-32.2557;
MODEL DID=B0+B1*HIH+B2*HIH**2+B3*HIH**3+B4*HIH**4+B5*HIH**5;
OUTPUT OUT=POLINOMIO; ods output ParameterEstimates=POLINOMIO;
run; quit; ods rtf close; ods graphics off;
PROC EXPORT DATA= WORK.POLINOMIO OUTFILE= 'D:\Polinomio.txt' DBMS=CSV
REPLACE; PUTNAMES=YES;
run; quit;

TITLE 'Kernel';

proc loess data=dados;
model DID = HIH / ITERATIONS=100 degree=2 DFMETHOD=EXACT INTERP=cubic
select=GCV(range(0.01,1)) alpha=.05 all details;
run;quit;

```

APÊNDICE 6 – PROGRAMAÇÕES UTILIZADAS PARA REALIZAR OS AJUSTES DOS ESTIMADORES DE VOLUME EM LIGUAGEM SAS.

```
TITLE 'Análise Discriminante de Anderson (2003)';
proc candisc data=dados;
  class R; var CH DAP HT HC D_03m D_2m ESPECIE AGB VCIL DBH D2HC D2;
BY ES; run;
```

```
TITLE 'Ajuste do modelo de Schumacher & Hall (1933)';
PROC NLIN data=dados; PARMS B0=0.000105 B1=1.9570 B2=0.7515;
MODEL VOBS=B0*DAP**B1*HC**B2; run;
```

```
TITLE 'Estimativa dos dados de ajuste por meio da função desenvolvida por
Péllico Netto & Behling (2019) e FUNTAC (1990) aos dados de Ajuste';
DATA dados; set dados;
PELLICO_NETTO=EXP((LOG(constant("PI"))/4))+0.8236290*LOG(DBH)+LOG(HC));
FUNTAC=0.000105*(DAP**1.9570)*(HC**0.7515);
RUN;
```

```
TITLE 'Gráfico VOBS x Péllico & Behling';
ods listing gpath='D:';
ods graphics / imagename="titulo" imagefmt=TIFF;
proc sgplot data=dados noautolegend;
SCATTER x=vobs y=PELLICO_NETTO / MARKERATTRS = (COLOR=BLACK SIZE=6)
DATALABELATTRS=(FAMILY="Times" SIZE=12pt) filledoutlinedmarkers
markerfillattrs=(color=Black) markeroutlineattrs=(color=black
thickness=2);
xaxis VALUEATTRS=VALUES = (0 TO 30 BY 3) LABEL = "v obs (m³)";
yaxis VALUEATTRS=VALUES = (0 TO 30 BY 3) LABEL = "v est. (m³)";
lineparm x=0 y=0 slope=1 / TRANSPARENCY=.5 LINEATTRS=(COLOR=red);
INSET ("A"=" ") / NOBORDER POSITION=BOTTOMRIGHT; run;quit;
ods _all_ close;
```

```
TITLE 'Q-Q PLOT Péllico Netto & Behling';
proc rank data=dados normal=blom out=A2; var DIFF_A2; ranks DIFF_A2_Quant;
run;
proc univariate data=dados noprint; var DIFF_A2;
  output out=Parameters_DIFF_A2 mean=mean_DIFF_A2 std=std_DIFF_A2;
run;
proc sql noprint;
  select Mean_DIFF_A2, Std_DIFF_A2
  into :Loc_DIFF_A2, :Scale_DIFF_A2
  from Parameters_DIFF_A2;
quit;
ods listing gpath='D:';
ods graphics / imagename="title" imagefmt=TIFF;
proc sgplot data=A2 noautolegend;
scatter x=DIFF_A2_Quant y=DIFF_A2;
xaxis VALUEATTRS=VALUES = (-4 TO 4 BY 1) LABEL = "Normal Quantiles";
yaxis VALUEATTRS=VALUES = (-12 TO 12 BY 4) LABEL = "DIFF (m³)";
refline 0 / axis=Y TRANSPARENCY=.9 LINEATTRS=(COLOR=Black);
refline 0 / axis=X TRANSPARENCY=.9 LINEATTRS=(COLOR=Black);
lineparm x=0 y=&loc_DIFF_A2 slope=&scale_DIFF_A2 / TRANSPARENCY=.5
LINEATTRS=(COLOR=red);
INSET ("B"=" ") / NOBORDER POSITION=TOPRIGHT TEXTATTRS=(COLOR=BLACK
FAMILY="Thorndale AMT" SIZE=16pt STYLE=NORMAL WEIGHT=NORMAL);
run;
ods _all_ close;
```